



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

국제곡물과 배합사료 간의
가격 및 변동성 전이 분석

2017년 8월

서울대학교 대학원
농경제사회학부 농업·자원경제학전공
문 영 찬

국제곡물과 배합사료 간의 가격 및 변동성 전이 분석

지도교수 노 재 선

이 논문을 경제학석사학위논문으로 제출함

2017년 08월

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학전공

문 영 찬

문영찬의 석사학위논문을 인준함

2017년 08월

위 원 장 _____ (인)

부 위 원 장 _____ (인)

위 원 _____ (인)

국문초록

국제곡물과 배합사료 간의 가격 및 변동성 전이 분석

서울대학교 대학원

농경제사회학부 농업·자원경제학전공

문 영 찬

국내 배합사료 산업은 원료의 높은 수입의존도로 인해, 국제곡물 시장의 수급 및 가격 변동에 취약한 원가구조를 갖고 있다. 2015년 기준으로 전체 사료원료 사용량의 76%가 수입산이며, 주원료인 곡물류는 97.3%를 수입에 의존하고 있다. 또한 축산물 생산에 사료가 차지하는 비중이 큰 만큼, 사료가격의 변동은 축산업, 육가공업 등의 전방산업에 상당한 영향을 미치게 된다. 따라서 사료가격 안정화는 중요한 농정 과제라고 할 수 있으며, 사료업계와 관련 정책당국에는 국제곡물 수급 및 가격에 대한 모니터링이 요구된다. 이러한 측면에서 국제곡물가격이 국내 사료가격에 미치는 영향 및 가격전이 양상에 대한 분석의 필요성이 높다고 판단된다.

본 연구는 자기회귀분포시차(Autoregressive Distributed Lag)모형을 이용하여 사료원료의 국제가격에서 수입가격으로의 가격전이와 수입가격에서 배합사료가격으로 전이되는 양상을 분석하고, 가격전이에 비대칭성이 존재하는지 검정하였다. 이와 함께 원료 수입가격에서 배합사료가격으로 변동성 전이가 나타나는지를 AR-EGARCH 모형을 통해 분석하였다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 각 단계별 가격전이를 분석한 결과, 사료원료 수입가격은 4~6개월의 시차를 두고 국제가격에 반응하였다. 원료 수입가격에 대한 배합사료 가격의 반응은 축종별로 상이하게 나타났는데, 대체로 0~3개월의 시차를 두고 반응하는 것으로 확인되었다. 구체적으로 양우용 사료가격은 같은 달의 원료 수입가격 상승에 유의하게 반응하였고, 3개월 전 수입가격 상승 및 하락에 대해 유의하게 반응하였다. 양돈용 사료가격은 같은 달의 수입가격 상승과 1개월 전의 수입가격 하락에 대해 반응하였다. 양계용 사료가격은 같은 달과 2개월 전 수입가격 상승에 대해 반응하였으며, 1개월 전의 수입가격 하락에 유의하게 영향을 받는 것으로 나타났다. 가격전이에 비대칭성이 존재하는지 검정한 결과, 사료원료 국제가격에서 수입가격으로의 가격 전이에는 비대칭성이 없는 것으로 나타났다. 배합사료 가격은 모든 축종에서 같은 달의 수입가격 상승, 하락에 대해 비대칭적으로 가격 전이가 일어나고 있음이 확인되었다. 또한 양계용 사료가격의 경우 누적적으로 비대칭적 전이가 나타났다.

다음으로 사료원료 수입가격과 축종별 배합사료 가격의 변동성 구조를 분석하였다. 그 결과, 변동의 지속성을 의미하는 EGARCH항의 모수는 원료 수입가격과 모든 축종의 사료가격에서 1에 근접한 것으로 추정되어, 충격이 가해졌을 때 그 충격이 긴 기간에 걸쳐 지

속되는 양상을 나타내었다. 비대칭 효과를 나타내는 모수는 원료 수입가격을 제외한 모든 축종의 사료가격에서 1보다 작은 양수로 유의하게 추정되었으며, 이는 가격을 증가시키는 양의 충격이 음의 충격보다 변동성을 더 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 변동성 전이 모형 추정결과, 수입가격에서 양우용 사료가격으로 변동성이 전이되는 것을 확인하였으나, 양돈용 사료가격에는 전이가 나타나지 않았다.

본 연구는 국내 배합사료 시장에서의 비대칭적 가격전이 현상과 더불어, 선행연구에서는 아직 잘 다루어지지 않은 변동성 전이에 대한 분석을 시도했다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다. 또한 본 연구는 국내 배합사료 시장에서의 가격 및 변동성 전이에 대한 기초 단계의 연구라 할 수 있으며, 축종별로 가격 및 변동성 전이의 양상이 다르게 나타남을 그 결과로 제시하였다. 이를 바탕으로 향후 축종별 배합사료 시장의 특징과 관련하여 이러한 차이를 유발하는 원인에 대해 규명하는 연구가 필요할 것으로 판단되며, 이를 통해 보다 유익한 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

주요어 : 국제곡물가격, 사료원료 수입가격, 배합사료 가격,
비대칭적 가격 전이, 변동성 전이, 자기회귀분포시
차모형, EGARCH

학 번 : 2014-22835

< 목 차 >

제 1 장 서 론	1
제 1 절 연구 배경 및 필요성	1
제 2 절 선행연구	3
제 3 절 연구 목적 및 연구 방법	8
제 4 절 논문의 구성	9
 제 2 장 국제곡물시장 및 국내 배합사료 시장 동향	11
제 1 절 국제곡물시장 동향	11
1. 국제곡물시장 수급 동향	11
2. 국제곡물 가격 동향	13
제 2 절 국내 배합사료 시장 동향	16
1. 배합사료 수급현황	16
2. 사료원료 사용실적 및 수입량 동향	21
3. 배합사료 가격 동향	23
 제 3 장 분석모형 및 자료	25
제 1 절 가격전이에 관한 실증적 논의	25
제 2 절 분석모형	28
1. 자기회귀분포시차모형	28
2. 변동성 분석 모형	34
2.1 GARCH 모형	35
2.2 EGARCH 모형	37
제 3 절 분석자료	40

제 4 장 분석결과	45
제 1 절 단위근 검정 결과	45
제 2 절 비대칭적 가격전이 분석 결과	47
제 3 절 변동성 전이 분석 결과	52
 제 5 장 요약 및 결론	 61
 참 고 문 헌	 64
부 록	67
Abstract	72

< 표 목차 >

<표 1-1> 주요 선행연구 요약	7
<표 2-1> 주요 국제곡물 수급 추이	13
<표 2-2> 국제곡물위원회 곡물·유지류가격지수(GOI) 추이	15
<표 2-3> 연도별 사료 수급실적	17
<표 2-4> 1인당 육류 소비량 및 배합사료 생산량 추이	18
<표 2-5> 축종별 배합사료 생산실적	20
<표 2-6> 사료원료 사용량 및 수입량 현황	21
<표 2-7> 2015년 주요 사료원료 수입량 및 수입비중	22
<표 3-1> 원자료(수준변수)의 기초통계량	43
<표 3-2> 1차 차분 자료의 기초통계량	44
<표 4-1> ADF 및 PP 단위근 검정 결과	46
<표 4-2> 가격전이 모형 추정 결과(수입가격, 양우용 사료가격)	48
<표 4-3> 가격전이 모형 추정 결과(양돈용, 양계용 사료가격)	49
<표 4-4> 가격전이의 비대칭성 검정 결과(수입가격, 양우용 사료가격)	51
<표 4-5> 가격전이의 비대칭성 검정 결과(양돈용, 양계용 사료가격)	52
<표 4-6> 평균방정식 추정 결과	54
<표 4-7> AR-EGARCH 모형 추정결과	57
<표 4-8> 변동성 전이 모형 추정결과	60

< 그림 목차 >

<그림 2-1> 주요 국제곡물 수급 추이	12
<그림 2-2> 국제곡물위원회 곡물·유지류가격지수(GOI) 추이	14
<그림 2-3> 1인당 육류 소비량 및 배합사료 생산량 추이	18
<그림 2-4> 축종별 배합사료 생산량 추이	19
<그림 2-5> 축종별 배합사료 가격 추이	24

< 부표 목차 >

<부표 1> 수입가격지수 $AR(r)$ 모형 간의 우도비 검정	67
<부표 2> 양우용 사료가격 $AR(r)$ 모형 간의 우도비 검정	67
<부표 3> 양돈용 사료가격 $AR(r)$ 모형 간의 우도비 검정	68
<부표 4> 양계용 사료가격 $AR(r)$ 모형 간의 우도비 검정	68
<부표 5> 수입가격지수 $EGARCH(p,q)$ 모형 간의 우도비 검정	69
<부표 6> 양우용 사료가격 $EGARCH(p,q)$ 모형 간의 우도비 검정	70
<부표 7> 양돈용 사료가격 $EGARCH(p,q)$ 모형 간의 우도비 검정	70
<부표 8> 양계용 사료가격 $EGARCH(p,q)$ 모형 간의 우도비 검정	71

제 1 장 서 론

제 1 절 연구 배경 및 필요성

우리나라의 배합사료 산업은 1970년대 이후로 국민소득의 향상과 더불어 지속적으로 성장해왔다. 그러나 1990년대 후반부터 축산물 시장이 전면 개방되었고, 육류 소비도 정체를 보이며 사료산업의 성장세는 둔화되었으며, 2000년대 이후에는 시장이 정체기로 접어들게 되었다. 이러한 성장 둔화세에도 불구하고 2015년 배합사료 생산량은 약 1,930만 톤으로 2000년 이후 연평균 약 1.6%의 소폭의 증가를 거듭해오고 있다.

국내 배합사료 산업은 원료의 대부분을 수입에 의존하고 있다. 2015년 기준으로 전체 원료 사용량의 76%가 수입산이며, 주원료인 곡물류는 97.3%를 수입에 의존하고 있다. 이렇게 원료의 높은 수입 의존도로 인해 배합사료 가격은 국제곡물시장의 변동에 굉장히 민감하게 반응할 수밖에 없다. 실제로 2008년에 국제곡물 가격이 폭등함에 따라 사료가격도 급격히 상승하면서 2009년 1월에는 양계용 538원/kg, 양돈용 630원/kg, 비육우용 463원/kg으로 2000년 1월 대비 약 2배 수준까지 치솟았다.¹⁾ 또한 축산물 생산비에서 사료비가 차지하는 비중이 높기 때문에²⁾ 사료가격은 축산농가의 경영수지와 직결되며, 나아가 최종 산출물인 축산물 가격에도 영향을 주게 된

1) 농림축산식품부에서 매월 발표하는 「배합사료 생산 및 가격 통계」 자료에 따르면, 2000년 1월의 배합사료 공장도 가격은 양계용이 262원/kg, 양돈용이 318원/kg, 비육우용이 208원/kg 이다.

2) 2015년 「축산물생산비통계」에 따르면, 축산농가의 전체 생산비에서 사료비가 차지하는 비중은 산란계의 경우 60.2%, 육계 58.1%, 비육돈 54.4%, 비육우는 41.9% 인 것으로 나타났다.

다. 이에 정부는 사료원료 구매자금을 지원하고, 사료 부가가치세 영세율과 사료원료 할당관세 적용 등의 정책을 통해 배합사료의 원활한 생산과 사료가격 안정화를 도모하고 있으며, 농가의 사료비 절감을 위해 사료구매 자금을 저금리로 지원해 주는 등의 정책을 시행하고 있다.

한편 배합사료 가격은 1980년대 이전까지만 해도 정부가 직접 결정하거나, 정부와의 협의 및 조정을 거쳐 결정되었다. 1980년 7월에 가격 자율화가 되면서 국제곡물가격, 유류비, 환율 등의 원가요인을 고려하여 개별 기업이 자사의 제품 가격을 결정할 수 있게 되었다. 그러나 이러한 기업의 가격 결정이 원가 변동을 제대로 반영하고 있는지에 대한 의문이 축산농가에 의해 지속적으로 제기되어 오고 있다. 즉, 국제곡물가격이 오르면 사료 가격도 바로 오르지만, 반대로 국제곡물가격이 하락하는 경우에는 사료 가격이 하락하는 데 오래 걸리며, 국제가격이 하락한 만큼 떨어지지 않는 비대칭적 가격전이(asymmetric price transmission) 현상이 나타난다는 것이 축산농가의 주장이다.

이처럼 사료가격은 국제곡물시장 상황에 의존적이며, 사료가 축산물 생산에서 차지하는 비중이 큰 만큼 사료가격의 변동이 축산업, 육가공업 등 전방산업에 미치는 파급 효과가 크다. 따라서 사료가격의 안정화는 중요한 정책 과제라고 할 수 있겠으며, 사료회사와 관련 정책당국은 국제곡물 수급 및 가격에 대한 상시 모니터링이 요구된다. 특히 사료회사는 선물거래 등을 통해 가격 위험을 감소시켜 원가구조를 안정적으로 유지할 필요가 있다. 이런 측면에서 국제곡물가격이 국내 사료가격에 미치는 영향 및 가격전이 양상에 대한 분석 역시 그 필요성이 높다고 판단된다.

따라서 본 연구에서는 국제곡물가격에서 배합사료 가격으로의 가

격 전이에 비대칭성이 존재하는지, 그리고 가격 변동성이 전이되는지를 실증적으로 분석하고자 한다.

제 2 절 선행연구

국제곡물가격에서 사료 및 곡물 가공품 가격으로의 가격 전이를 분석한 주요 선행연구는 <표 1-1>과 같다. 가격 변화를 양수일 경우의 부분(positive terms)과 음수일 경우의 부분(negative terms)으로 나누어 이들의 누적분을 모형 내 설명변수로 적용한 Houck(1977) 모형이나 자기회귀분포시차(Autoregressive Distributed Lag) 모형이 주로 이용되었으며, 장기균형관계를 이용한 오차수정모형(Error Correction Model)이나 벡터자기회귀(Vector Autoregressive) 모형을 이용하여 가격전이 현상을 분석한 연구도 있다.

양승룡(2003)은 사료곡물(국제 옥수수)과 축종별 사료가격 간의 인과관계를 분석하기 위해 벡터자기회귀(Vector Autoregressive) 모형을 이용하였다. 분석결과 사료가격은 국제 옥수수 가격과는 무관하게 움직이며, 환율에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 사료가격과 축산물 가격 간에는 공적분 관계를 갖는 것으로 나타나 오차수정모형(Error Correction Model)을 이용하여 두 가격 간의 인과관계를 분석하였으며, 그 결과 모든 축종에서 사료 가격과 축산물 가격 간에는 유의미한 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

이용호·양승룡(2003)의 연구에서는 기존의 양승룡(2003)의 연구가 국제 옥수수 가격이 상승 또는 하락할 시에 국내 사료가격이 비대칭적으로 반응할 수 있다는 것을 고려하지 못한 한계점을 지니고

있다고 지적하면서 이를 보완하여 분석을 수행하였다. 즉, 사료가격이 국제 옥수수 가격의 상승, 하락 부분, 그리고 환율의 상승, 하락 부분으로 설명될 수 있다고 모형을 설정하였으며, IMF기간의 영향을 더미 변수로 추가하였다. 분석 결과, 사료가격은 국제 옥수수 가격의 변동에는 영향을 받지 않는 것으로 나타났으며, 환율의 변동에 유의미한 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 사료가격은 환율이 상승할 때보다 하락할 경우에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

김태훈·김배성(2009)은 국제곡물가격 변동이 수입가격에, 그리고 곡물 수입가격 변동이 곡물 가공품 가격에 반영되는 시차를 분석하고, 곡물수입가격과 곡물가공품 가격 간의 가격 전이에 비대칭성이 존재하는지를 검정하였다. 시차분포(distributed lag) 모형을 이용하여 각 단계별 반응시차를 분석한 결과, 옥수수는 국제 선물가격이 변동한 후 약 3개월, 대두박은 국제 대두 선물가격이 변동한 후 약 5개월 이후에 수입가격이 반응하는 것으로 나타났으며, 배합사료 가격은 수입가격이 변동한 후 약 1개월의 시차를 두고 반응하는 것으로 나타났다. 한편 Houck(1977) 모형을 이용하여 배합사료 원료의 수입가격에서 배합사료 가격으로의 가격 전이를 분석한 결과, 가격 전이의 비대칭성은 없는 것으로 나타났다.

서진교 외(2011)의 연구에서는 쌀, 옥수수, 대두, 밀을 대상으로 국제곡물가격 및 수입가격의 변동성을 계측하고 VAR 모형을 이용하여 국제곡물 가격 변동성이 국내 수입가격의 변동성에 미치는 영향을 추정하였다. 국제곡물가격, 곡물 수입가격에 대해 GARCH, EGARCH 모형을 추정하여 이들의 조건부 분산으로 가격 변동성을 계측하였으며, 추정된 조건부 분산을 다시 변수로 하여 VAR 모형을 추정하여 품목별 국제가격 변동성과 수입가격 변동성 상호 간에

미치는 영향을 분석하였다.

전상곤 외(2013)에서는 곡물의 수입단가가 국내 주요 곡물가공품 물가지수에 미치는 영향을 분석하기 위해 가격전이 탄성치를 추정하였으며, 그 결과 배합사료 가격은 곡물 수입단가에 1개월 정도의 시차를 두고 반응하며, 여타 곡물 가공품에 비해 가격전이 탄성치가 큰 것으로 나타났다. 또한 Houck(1977)가 제안한 모형과 설명변수의 시차를 고려한 확장모형을 통해 비대칭적 가격 전이를 분석한 결과, 곡물 수입가격과 배합사료 가격 간 가격 전이에 비대칭성이 존재하며, 배합사료 가격은 곡물 수입가격이 하락할 경우 상승할 경우 만큼 가격전이가 이루어지지 않는 것으로 나타났다.

김종진 외(2014)에서는 국제곡물 선물가격과 현물가격(FOB 가격) 간의 반영시차와 국제곡물가격(선물가격, 현물가격)과 국내 수입단가 간의 시차를 분석하였다. 그리고 곡물 수입단가가 국내 사료 및 곡물가공품 물가에 미치는 파급효과와 그 반영 시차를 분석하였다. 기본적으로 분포 시차항(distributed lag terms)을 추가한 자기회귀이동평균(ARMA) 모형을 이용하였으며, 변수 간의 공적분 관계가 존재할 경우 오차수정모형(ECM)을 적용하였다. 분석결과, 국제곡물 가격은 3~6개월의 시차를 두고 국내곡물 수입단가에 반영되는 것으로 나타났다. 또한 곡물수입가격은 약 0~2개월의 시차를 두고 사료물가에 반영되었다. 곡물수입가격이 사료가격으로 전이되는 과정에 비대칭성이 존재하는지 검정한 결과, 단기모형에서는 비대칭성이 존재하는 것으로 확인되었으며, 장기균형 관계를 고려한 모형에서는 비대칭성이 나타나지 않았다.

김종진·최선우(2015)의 연구에서는 Shin et al.(2014)이 제안한 비선형 ARDL(Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) 모형을 이용하여 사료원료의 수입가격에서 배합사료 가격으로의 장·단기 가격

전이 현상을 분석하였다. 단기적으로, 사료원료 수입가격의 변화는 0~1개월의 시차를 두고 배합사료 가격에 반영되었으며, 전체 사료 가격지수에 대해서 가격전이의 비대칭성은 발견되지 않았다. 하지만 축종별로 가격전이 형태가 상이하게 나타났다. 또한 원료 수입가격의 변동이 국제가격 변동에 의한 것인지, 환율 변동에 의한 것인지에 따라 가격전이가 서로 다른 양상을 나타내는 것으로 분석되어, 사료시장의 가격전이 분석에 있어서 환율 변동의 영향을 고려해야 함을 시사하였다.

<표 1-1> 주요 선행연구 요약

저자(연도)	분석내용	대상곡물	분석모형	비대칭성 반영
양승룡 (2003)	국제곡물가격, 환율 → 사료가격	옥수수	VAR	-
	사료가격 → (축산물) 산지가격 → 도매가격 → 소매가격	-	ECM	-
이용호· 양승룡 (2003)	국제곡물가격, 환율 → 사료가격	옥수수	선형회귀 (OLS추정)	○
김태훈· 김배성 (2009)	국제곡물가격 → 수입곡물가격 → 곡물가공품 가격	밀, 대두, 옥수수, 대두박	Houck모형 (1977)	○
서진교 외 (2011)	국제곡물가격 → 수입곡물가격	쌀, 옥수수, 대두, 밀	VAR	-
전상곤 외 (2013)	수입곡물가격 → 곡물가공품 가격	밀, 대두, 옥수수	Houck모형 (1977)	○
김종진 외 (2014)	(국제곡물 선물가격 ↔ FOB 가격) → 수입곡물가격 → 사료·식품가격	밀, 콩, 옥수수	ARIMA-ADL	○
			ECM	
김종진· 최선우 (2015)	사료원료 수입가격 → 배합사료 가격	모든 사료원료	비선형ARDL	○

주: 1) 분석내용의 화살표 표시 'A → B'는 A에서 B로의 가격전이를 의미함

2) '비대칭성 반영'은 모형 내 비대칭적 가격 전이를 고려했는지 여부를 의미함

제 3 절 연구 목적 및 연구 방법

본 연구에서는 먼저 사료원료의 국제가격에서 수입가격으로의 가격전이와 수입가격에서 배합사료가격으로 전이되는 형태를 분석하며, 이러한 가격전이에 비대칭성이 존재하는지를 검정한다. 그리고 원료 수입가격에서 배합사료가격으로 가격 변동성이 전이되는지를 확인하고자 한다.

배합사료 시장에서의 가격전이에 관한 기존 선행연구는 사료원료의 국제가격과 수입가격 변수로 개별 곡물가격을 이용한 연구와 여러 원료의 가격을 지수화하여 이용한 연구로 나누어진다. 본 연구에서는 사료원료 중 투입비중이 크고 수입의존도가 높은 소맥, 옥수수, 대두박 가격을 김종진·최선우(2015)가 제안한 방법으로 지수화하여 분석에 이용한다. 또한 축종별로 사료시장의 환경이 다른 만큼 가격전이의 양상도 다르게 나타날 수 있기 때문에 축종별 배합사료의 가격 전이를 분석하였다.

비대칭적 가격전이 현상을 분석하기 위해 자기회귀분포시차(Auto regressive Distributed Lag) 모형을 이용하였다. 사료원료 수입가격의 변화분을 종속변수로 하고, 과거 수입가격 변화분과 국제가격 변화분을 설명변수로 설정하였다. 마찬가지로 배합사료 가격의 변화분을 설명하는 변수로 과거 배합사료 가격의 변화분과 수입가격 변화분을 설정하였다. 비대칭성을 반영하기 위해 각 추정식의 설명변수인 국제가격과 수입가격의 변화분을 가격이 상승했을 경우, 하락했을 경우로 나누어 설정하였으며, Wald 검정을 통해 이들 추정계수가 같은지 확인하여 비대칭성의 존재 여부를 판단하였다.

변동성 전이 분석은 EGARCH(Exponential GARCH) 모형을 이

용하였다. 먼저 사료원료의 수입가격과 축종별 배합사료 가격에 대해 각각 AR-EGARCH 모형을 추정하였다. 수입가격에 대한 AR-EGARCH 모형을 추정하여 얻은 잔차의 제곱항을 각 사료가격의 조건부 분산방정식에 외생변수로 추가하여 재추정하였다. 잔차 제곱항의 추정계수가 유의한지 여부에 따라 변동성이 전이되는지 확인할 수 있다.

제 4 절 논문의 구성

본 논문은 총 5장으로 구성되어 있다.

1장에서는 연구의 배경 및 필요성에 대해 논하고, 본 연구의 주제와 관련된 선행연구에 대해 검토하며, 연구의 목적과 방법을 설명한다.

2장에서는 국제곡물시장과 국내 배합사료 시장 동향에 대해 설명한다. 국제곡물시장의 최근 수급동향과 곡물 가격동향에 대해 살펴 보며, 국내 배합사료 수급 현황과 사료원료 사용실적 및 수입량 동향, 그리고 배합사료 가격 동향을 살펴본다.

3장에서는 본 연구에서 사용한 분석모형과 자료에 대해 설명한다. 가격전이 분석을 위한 실증분석 모형의 발전과정을 간략히 제시하고, 분석에 이용한 자기회귀분포시차(Autoregressive Distributed Lag) 모형과 GARCH 및 EGARCH 모형에 대해 설명한다. 또한 분석 자료에 대한 설명과 기초통계량을 제시한다.

4장에서는 자기회귀분포시차모형의 추정결과를 제시하고, 추정계수에 대한 Wald 검정을 통해 가격 전이의 비대칭성을 확인한다. 또

한 사료원료 수입가격지수와 축종별 배합사료가격에 대한 AR-EGARCH 모형의 추정결과를 제시하고, 수입가격에서 축종별 사료가격으로 변동성 전이가 나타나는지 여부를 확인한다.

마지막으로 5장에서는 본 연구의 결과를 요약하고, 시사점 및 한계점을 제시한다.

제 2 장 국제곡물시장 및 국내 배합사료 시장 동향

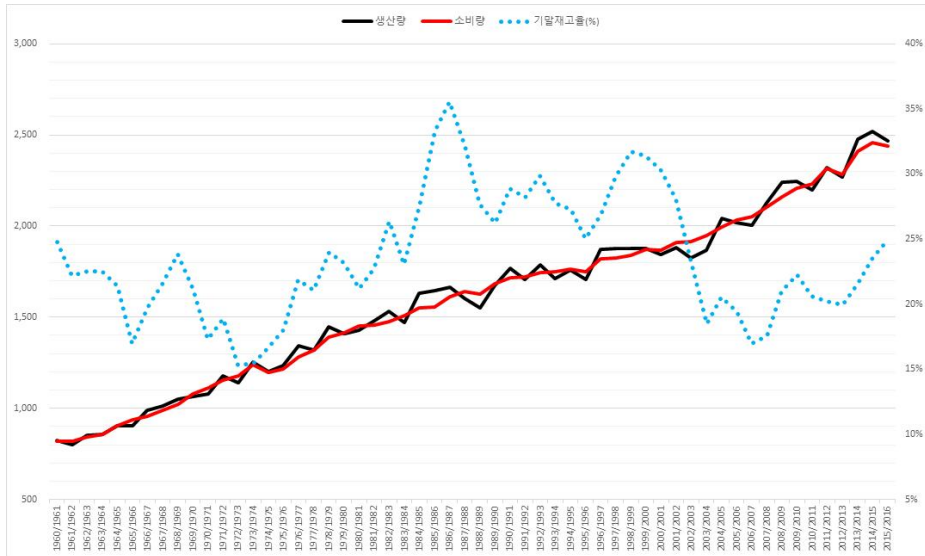
제 1 절 국제곡물시장 동향

1. 국제곡물시장 수급 동향

주요 국제곡물³⁾ 총생산량은 지난 반세기 동안 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있다. <표 2-1>을 보면 2016/2017 양곡년도의 주요 곡물 총생산량은 25억 9천 3백만 톤으로 추정되며, 이는 1960/1961 양곡년도의 8억 2천 4백만 톤 수준에서 약 3배 이상 증가한 수준이다. 또한 <그림 2-1>에서 보는 바와 같이 국제곡물 총생산량 및 총 소비량은 선형으로 증가하는 모습을 나타내며, 1960/1961 양곡년도 이후 약 2.07%의 연평균 증가율을 나타내고 있다.

3) 본 절의 주요 국제곡물에 포함되는 품목은 소맥(wheat), 옥수수(corn), 수수(sorghum), 보리(barley), 귀리(oats), 호밀(rye), 조(millet), 혼합곡물(mixed grains), 백미(milled rice)를 말하며, 통계 수치는 미국 농무부(USDA)의 WASDE 보고서를 바탕으로 작성하였다.

<그림 2-1> 주요 국제곡물 수급 추이



한편 국제곡물 재고율은 1970년대 중반부터 증가하여 1986/1987 양곡년도에는 35.6%까지 이르렀고, 이 후 감소하여 2000년대 초반까지 20% 중후반에서 30% 초반대를 유지하였다. 그러나 2000년대 초반부터 재고율은 급격히 하락하여 2006/2007 양곡년도에는 약 17%까지 떨어졌으며, 다시 회복하여 2013/2014 양곡년도 이후에는 20% 초반 수준을 유지하고 있다. 이러한 재고율 감소는 생산량 증가속도가 소비량의 증가속도를 따라가지 못한 것에 기인한 것으로 볼 수 있다. 또한 2000년대 중반 이후에 국제곡물 총생산량과 소비량의 증가속도가 이전 시기에 비해 커진 것을 볼 수 있다. 이는 바이오 연료용 곡물 수요의 증대와 개발도상국의 사료용 곡물 수요가 증가하면서 국제곡물 가격이 상승하였고, 이에 대한 반응으로 생산량 증가속도가 더욱 가속화되면서 발생한 결과로 판단된다(김종진 외, 2014).

<표 2-1> 주요 국제곡물 수급 추이

양곡년도	생산량	소비량	기말재고량	기말재고율
	백만 톤	백만 톤	백만 톤	%
1960/1961	823.6	819.8	203.1	24.8
1970/1971	1,078.7	1,113.6	192.9	17.3
1980/1981	1,429.2	1,450.6	307.8	21.2
1990/1991	1,768.9	1,714.9	495.0	28.9
1995/1996	1,707.7	1,750.1	438.4	25.0
2000/2001	1,845.6	1,867.8	565.0	30.2
2005/2006	2,017.6	2,032.7	394.6	19.4
2010/2011	2,199.1	2,230.9	459.7	20.6
2011/2012	2,322.9	2,315.4	467.2	20.2
2012/2013	2,270.6	2,282.5	455.3	19.9
2013/2014	2,476.8	2,412.3	519.8	21.5
2014/2015	2,517.1	2,457.9	579.0	23.6
2015/2016	2,467.1	2,439.2	606.9	24.9
2016/2017	2,592.7	2,566.3	633.4	24.7

주: 1) 주요 국제곡물은 소맥(wheat), 옥수수(corn), 수수(sorghum), 보리(barley), 귀리

(oats), 호밀(rye), 조(millet), 혼합곡물(mixed grains), 백미(milled rice)를 말함

2) 표의 수치는 위 개별 품목의 생산량, 소비량, 기말 재고량을 합한 수치임

3) 기말 재고율은 기말 재고량을 해당년도 소비량으로 나누어 계산함

4) 2016/2017 양곡년도의 자료는 추정치임

자료: USDA, 각 년도 「World Agricultural Supply and Demand Estimates Report」

2. 국제곡물 가격 동향

국제곡물위원회(International Grains Council)에서 발표하는 곡물 가격지수(명목가격 기준)의 변화 추이를 보면, <그림 2-2>에서와 같이 곡물·유지류 가격지수(Grains and Oilseeds Index; GOI)는 2000년 평균 99에서 2005년 121, 2006년 134로 비교적 완만히 증가하다가, 이 후 애그플레이션 때 가격이 급등하기 시작하여 2008년 6

월에 312를 기록하였고, 이후 다시 하락하여 2008년 12월에는 189를 기록하였다. 2011년, 2012년에 다시 급격한 등락을 반복하며 2011년 2월에 294, 2012년 9월에는 322까지 치솟았으며, 이 후에는 하락세를 거듭하면서 2016년 12월 평균 190을 기록하며, 애그플레이션 이전인 2007년 8월 수준을 회복하였다. 또한 쌀을 제외한 품목별 하위 지수(밀, 옥수수, 콩) 역시 곡물·유지류 가격지수(GOI)와 유사한 패턴을 보이며 변화해 오고 있다.

<그림 2-2> 국제곡물위원회 곡물·유지류가격지수(GOI) 추이

2000년 1월 평균=100



<표 2-2> 국제곡물위원회 곡물·유지류가격지수(GOI) 추이

2000년 1월 평균=100									
구분	2000 (A)	2005	2008	2010 (B)	2014	2015	2016 (C)	증감률(%)	
								C/A	C/B
GOI	99	121	265	217	245	197	192	93.0	▽11.7
밀	104	127	293	209	233	184	161	54.5	▽23.2
옥수수	92	99	227	208	214	181	184	98.7	▽11.7
콩	102	120	233	209	250	191	198	94.1	▽5.4
쌀	90	113	267	194	179	158	153	69.7	▽21.2

자료: 국제곡물위원회(IGC)

2000년대 중반 이후 국제곡물 가격 급등과 변동성 심화 현상은 중국, 인도 등 신흥국의 식품 수요 증가, 바이오 연료용 곡물수요 증가 등의 수요측 요인과 기상이변으로 인한 생산량 변동 심화, 경작지의 바이오 연료용 작물 전용으로 인한 재배면적 감소 등의 공급측 요인, 그리고 기타 거시적 요인들이 복합적인 영향을 미친 것으로 볼 수 있다(김종진 외, 2014).

한편 일반적으로 국제곡물 가격은 재고율과 부의 상관관계를 보이는데, <그림 2-1>에서 보는 바와 같이 현재 국제곡물 재고율이 20~25% 수준에 머무르고 있어 곡물가격 급등 및 변동성 심화에 대한 우려가 존재하고 있다(김종진 외, 2014).

제 2 절 국내 배합사료 시장 동향

1. 배합사료 수급현황

「2016 농림축산식품 주요통계」에 따르면, 국내 사료 수급량은 2000년대 들어서 완만한 증가세를 보이고 있으며, 2015년 국내 사료 수급량은 27,426천 톤으로, 1990년 대비 약 60.2%, 2000년 대비 42.2% 증가를 나타내었다. <표 2-3>의 연도별 사료 수급실적을 살펴보면, 2015년 전체 사료 수급량 중 농후사료가 21,900천 톤, 조사료가 5,526천 톤으로 구성되어 있으며, 전체 농후사료 중 배합사료가 19,295천 톤, 농가자급사료가 2,608천 톤으로 배합사료가 전체 농후사료 수급의 약 88.1%를 차지하고 있는 것으로 나타났다.

<표 2-3> 연도별 사료 수급실적

단위: 천 톤, %

연도	합계		농후사료					조사료
				배합사료			농가자 급사료	
				국내산	수입	자급률		
1990	17,116	10,529	10,518	2,839	7,690	27	644	5,943
1995	23,302	15,700	14,856	3,639	11,217	25	844	7,602
2000	19,289	15,897	15,105	3,923	11,068	26	792	3,392
2001	19,529	15,648	14,974	3,766	11,077	25	674	3,881
2002	20,303	16,458	15,795	3,896	11,754	25	663	3,845
2003	20,403	16,349	15,436	3,941	11,372	26	928	4,048
2004	19,955	15,787	14,941	3,781	11,027	25	846	4,084
2005	20,283	16,152	15,278	3,730	11,403	25	874	4,131
2006	21,271	17,049	15,693	3,862	11,675	25	1,356	4,222
2007	22,797	18,180	16,363	4,090	12,179	25	1,817	4,617
2008	23,833	18,779	16,323	4,087	12,096	25	2,456	5,054
2009	24,547	19,344	16,665	3,954	12,599	24	2,679	5,203
2010	25,157	20,124	17,710	4,338	13,246	25	2,414	5,033
2011	24,960	19,383	16,815	4,214	12,480	25	2,568	5,577
2012	26,845	21,182	18,640	4,453	14,065	24	2,542	5,663
2013	27,365	21,635	19,086	4,407	14,529	23	2,549	5,731
2014	26,874	21,297	18,868	4,353	14,366	23	2,429	5,577
2015	27,426	21,900	19,295	4,510	14,628	23	2,608	5,526

주: 1) 국내산·수입 : 배합사료 생산에 투입된 원료사용량 기준

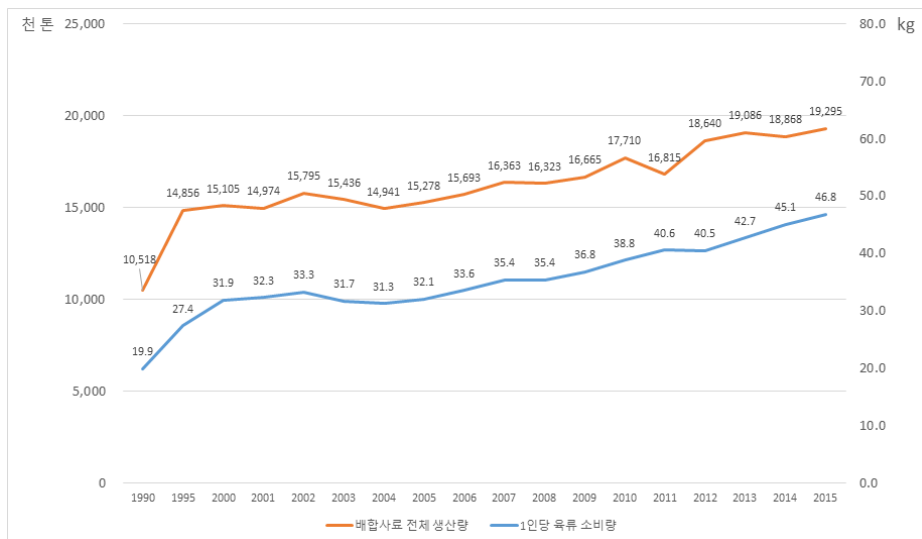
2) 배합사료 : 양축용, 어류용, 대용유용 배합사료 생산량 기준

자료: 농림축산식품부, 「2016 농림축산식품 주요통계」

한편 2015년 전체 배합사료 수급량 중 국산이 4,510천 톤, 수입이 14,628천 톤으로 자급률은 23%인 것으로 나타났으며, 배합사료 자급률은 2000년대 들어서 25% 수준을 꾸준히 유지해오다 최근 들어 소폭 감소하였다.

양축용 배합사료 생산량은 축산 사육두수와 불가분의 관계에 있다고 할 수 있으며, 최근 들어 1인당 육류 소비량이 증가해 오면서 이에 따라 배합사료 생산량도 꾸준한 증가세를 보이고 있다<그림 2-3>.

<그림 2-3> 1인당 육류 소비량 및 배합사료 생산량 추이



<표 2-4> 1인당 육류 소비량 및 배합사료 생산량 추이

구 분	1990	1995	2000	2005	2010	2013	2014	2015
1인당 육류 소비량 (kg)	19.9	27.4	31.9	32.1	38.8	42.7	45.1	46.8
배합사료 전체 생산량 (천 톤)	10,518	14,856	15,105	15,278	17,710	19,086	18,868	19,295

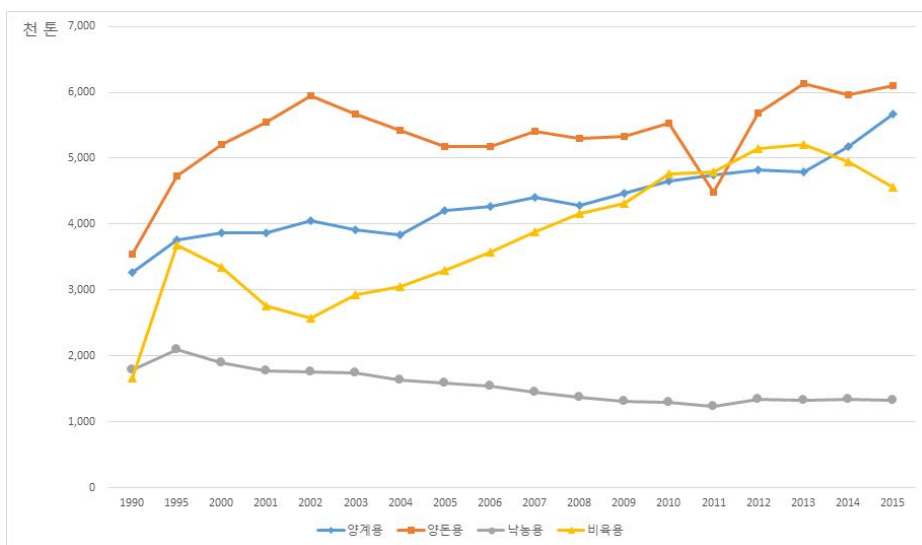
자료: 농림축산식품부, 「2016 농림축산식품 주요통계」

<표 2-5>의 축종별 배합사료 생산실적을 살펴보면, 2015년에 양돈용 사료가 6,094천 톤으로 가장 많은 생산량을 나타냈으며, 양계용이 5,671천 톤, 비육용이 4,567천 톤, 낙농용이 1,330천 톤으로 그 뒤를 이었다. <그림 2-3>, <표 2-4>에서 보는 바와 같이, 1인당 육류 소비의 증가와 함께 대규모 축산농가가 늘어나면서, 2000년대 들어서 양축용 배합사료 생산량도 이에 따라 완만한 증가세를 나타내

고 있고, 최근 들어 양계용 사료가 비육용 사료 생산량을 추월하는 양상을 보이고 있다.

양돈용 사료의 경우 <그림 2-4>와 같이 1990년대부터 급격히 생산량이 증가하여 2002년에는 5,950천 톤을 기록하였으나, 이 후 생산량이 감소하여 안정세를 보이다가 2010년 말부터 2011년 4월까지 지속된 구제역 파동의 영향으로 2011년에는 4,482천 톤 생산에 그쳤다. 이 후에 반등하여 2013년에 6,136천 톤 생산으로 역대 최고치를 기록하였으며, 현재까지 이 수준을 유지해오고 있다.

<그림 2-4> 축종별 배합사료 생산량 추이



비육우의 경우 사육두수가 1990년대 말에서 2001년까지 감소하면서 이에 따라 사료 생산량도 급격한 감소세를 보이며, 2002년에는 2,573천 톤까지 떨어졌다. 소규모 농가가 크게 감소하고 농가의 규모화가 빠르게 진행되었으며, 생산자는 고품질의 육우 생산을 통해 경쟁력을 제고하고, 소비자들의 고품질, 안전육에 대한 수요가 증가하면서, 비육우 생산은 다시 증가세로 반등하였다. 비육용 사료 생산량도 2002년 이후 꾸준히 증가하면서 2013년에는 5,213천 톤으로 최고치를 기록하였으나, 최근 들어 감소하고 있는 추세이다.

<표 2-5> 축종별 배합사료 생산실적

단위: 천 톤, %

연도	계	양계	양돈	축 우		기타	전년대비 증감률
				낙농용	비육용		
1990	10,518	3,274	3,551	1,790	1,667	236	-
1995	14,856	3,766	4,725	2,095	3,680	589	8.6
2000	15,105	3,867	5,215	1,892	3,340	792	0.8
2005	15,278	4,203	5,170	1,587	3,293	1,025	2.3
2010	17,710	4,658	5,535	1,292	4,761	1,464	6.3
2011	16,815	4,748	4,482	1,240	4,792	1,553	(5.1)
2012	18,640	4,823	5,685	1,337	5,143	1,652	10.9
2013	19,086	4,790	6,136	1,332	5,213	1,615	2.4
2014	18,868	5,172	5,963	1,340	4,951	1,442	(1.1)
2015	19,295	5,671	6,094	1,330	4,567	4,633	2.3

주: 기타에는 기타가축, 대용유용 및 어류·실험동물용 포함

자료: 농림축산식품부, 「2016 농림축산식품 주요통계」

<그림 2-4>에서 양계용 사료 생산량은 큰 변동 없이 완만한 증가세를 보여 오다가 2013년 이후 큰 폭으로 증가해 비육우용 사료의 생산량을 추월하였으며, 2015년에는 역대 최고치인 5,671천 톤을 기록하였다.

2. 사료원료 사용실적 및 수입량 동향

2000년대 들어서 사료원료 사용량은 2011년의 일시적인 생산 둔화로 약 90만 톤 정도 감소한 것을 제외하면, 꾸준히 증가해오고 있는 추세이다. <표 2-6>과 같이 2015년 사료 생산에 투입된 원료는 총 1,914만 톤으로, 이는 2000년 대비 약 27.7%가 증가한 수치이며, 동기간에 원료 수입량은 32.1%가 증가하여 더 높은 증가율을 나타냈다. 또한 2015년 전체 사료원료 중에서 수입산 비중은 76.4%로 2000년 73.8%에서 2.6%p가 증가하였으며, 사료원료 중 가장 큰 비중을 차지하는 곡물류의 수입량은 2000년 817만 톤에서 2015년 1,001만 톤으로 22.5% 증가하였다.

<표 2-6> 사료원료 사용량 및 수입량 현황

단위: 만 톤

구분	계	곡물류	강피류	식물성 박류	동물성 단백질	기타
2000년	1,499 (1,107)	842 (817)	155 (39)	334 (220)	16 (2)	152 (29)
2005년	1,513 (1,140)	837 (818)	154 (43)	352 (254)	13 (1)	158 (24)
2010년	1,758 (1,325)	935 (913)	184 (59)	446 (340)	13 (1)	179 (12)
2011년	1,669 (1,248)	862 (837)	212 (78)	414 (321)	14 (1)	167 (12)
2012년	1,852 (1,406)	989 (961)	206 (75)	453 (356)	16 (1)	188 (14)
2013년	1,895 (1,455)	1,006 (980)	212 (84)	469 (377)	19 (1)	190 (14)
2014년	1,872 (1,437)	1,005 (978)	191 (71)	468 (375)	18 (1)	189 (12)
2015년	1,914 (1,462)	1,029 (1,001)	187 (69)	490 (377)	19 (1)	189 (14)

주: 괄호 안은 수입량을 나타냄

자료: 한국사료협회, 각 년도 「배합사료 생산실적 및 원료사용실적」

특히 2015년도 사용량을 기준으로 전체 사료원료 사용량의 약 55%를 차지하는 옥수수, 소맥, 채종박, 야자박 등의 자급률은 1%에도 미치지 못해 사실상 전량 수입에 의존하고 있다.⁴⁾

2015년 전체 사료원료 구성비는 곡물류 53.8%, 강피류 9.8%, 식물성 박류 25.6%, 동물성 단백질 1.0%, 기타 9.9%로 지난 10년간 큰 변동은 보이지 않았다. 한편 2015년 기준으로 사료원료 사용량 중 수입 원료의 비중은 곡물류가 97.3%, 강피류 37.2%, 식물성 박류 76.9%, 동물성 단백질 4.0%, 기타 7.7%로 주원료일수록 수입 비중이 높은 것으로 나타났다.

<표 2-7> 2015년 주요 사료원료 수입량 및 수입비중

단위: 만 톤, %

곡류		강피류		동물성 단백질류		식물성 박류		기타	
1,001(68.4)		69(4.7)		1(0.05)		377(25.8)		14(1.0)	
옥수수	812 (55.5)	구르텐 휘드	46 (3.1)	어분	0.5 (0.04)	대두박	179 (12.3)	당밀	8 (0.6)
소맥	151 (10.4)	소맥피	15 (1.1)	우모분	-	팜박	69 (4.7)	인산 칼슘	1.5 (0.1)
타피 오카	25 (1.7)	미강	0.3 (0.02)	육분	-	채종박	43 (3.0)	우지	1.3 (0.1)
루핀 시드	10 (0.7)	과자 가루	-	육골분	-	주정박	43 (2.9)	첨가제	-
겉보리	3 (0.2)	말분	-	도축 부산물	-	야자박	38 (2.6)	영양제	-

주: 괄호 안은 전체 원료 수입량 대비 비중을 나타냄

자료: 한국사료협회, 「2015년 배합사료 생산실적 및 원료사용실적」

곡물류 원료 중 가장 큰 비중을 차지하는 옥수수와 소맥은 거의 전량 수입에 의존하고 있고, 대맥(겉보리), 타피오카, 루핀시드 등도 수입의존도가 높게 나타났다. 강피류 중 비중이 높은 소맥피와 구르

4) 2015년도 원료 사용량 기준 원료별 자급률은 옥수수가 0.003%, 소맥 0.05%, 채종박 0.3%, 야자박 0.13%인 것으로 나타났다.

텐휘드의 수입 비중은 각각 28.6%, 55.3%이며, 식물성 박류의 가장 큰 비중을 차지하는 대두박은 약 75%를 수입에 의존하고 있으며, 주정박은 67%, 채종박과 팜박, 야자박은 99%내외로 높은 수입의존도를 나타내고 있다.

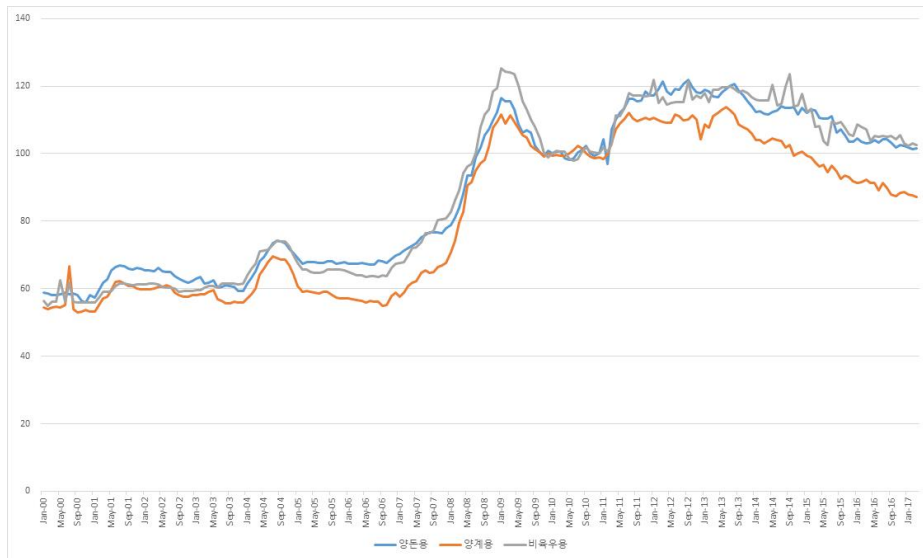
3. 배합사료 가격 동향

배합사료 가격의 변화는 <그림 2-2>의 국제곡물 가격 변동과 유사한 양상을 보인다. 2000년 1월 축종별 배합사료 공장도 가격은 양계용이 262원/kg, 양돈용이 318원/kg, 비육우용이 208원/kg이며, 2000년대 초중반에는 비교적 안정적인 추세를 보이다가 2008년 들어 국제곡물 가격이 급등함에 따라 사료가격도 급격히 증가하면서 2009년 1월에는 양계용 538원/kg, 양돈용 630원/kg, 비육우용 463원/kg으로 2000년 1월 대비 약 2배 정도까지 치솟았다. 이 후 하락하였다가 다시 2011년 들어 증가하였고, 계속 가격을 유지하다가 2013년 하반기 들어 감소세로 접어들었다.

<그림 2-5>에서와 같이 축종별로 가격 수준의 차이는 다소 존재하나, 가격 변동의 양상은 대체로 유사하게 나타나고 있으며 특히 최근 들어 배합사료 가격 변동이 이전 시기에 비해 심화되고 있다.

<그림 2-5> 축종별 배합사료 가격 추이

2010년=100



제 3 장 분석모형 및 자료

제 1 절 가격전이에 관한 실증적 논의⁵⁾

가격전이 분석을 위한 실증분석 모형은 크게 두 부류로 나누어지는데, 종속변수의 변화를 설명변수 변화분의 누적치(cumulative price variations)로 설명하는 모형과 시차 분포항(distributed lagged terms)을 이용하여 설명하는 모형이 그것이다. 전자는 Wolfram(1971), Houck(1977) 등이 제안하였으며, 후자는 Tweteen and Quance(1969), Karrenbrock(1991) 등이 분석에 이용하였다.

비대칭적 가격전이(asymmetric price transmission) 모형에 관한 연구는 본래 수요함수나 공급함수의 비가역성(irreversibility)⁶⁾에 관한 연구에서부터 출발하였다. Farrell(1952)의 비가역적 수요함수(irreversible demand function) 추정에 관한 연구를 비롯하여 비가역성을 함수 형태에 반영하기 위한 다양한 시도가 있었다. 농업 부문에서는 Tweteen and Quance(1969)가 산출물과 투입물 간의 상대가격이 증가 또는 감소할 때, 농가의 공급반응이 다르게 나타나는지를 실증적으로 분석하였다. 이들은 더미변수(dummy variable)를 이용하여 설명변수인 가격이 증가할 경우와 감소할 경우로 나누었는데, 이를 가격전이 모형에 적용하면 식 (1)과 같다⁷⁾.

5) Meyer & von Cramon-Taubadel(2004)를 참고하였다.

6) 수요의 비가역성(irreversibility in demand)이란 개인의 소득이 증가하거나, 재화의 가격이 하락할 경우, 개인은 재화에 대한 소비를 증가시키지만, 반대로 소득이 감소하거나, 재화의 가격이 증가할 경우, 이전에 증가시킨 소비량이 습관으로 형성되고 이것이 관성으로 작용하여 이전 수준만큼 소비를 감소시키지 않는 특성을 말한다(Farrell, 1952). 공급자 또한 현실에서는 산출물 가격의 상승 또는 하락에 대해 비대칭적인 반응을 보이기 때문에, 이러한 수요 및 공급함수의 비가역성에 관한 많은 연구가 있어왔다.

$$(1) \quad p_t^{out} = \alpha + \beta_1^+ D_t^+ p_t^{in} + \beta_1^- D_t^- p_t^{in} + \epsilon_t$$

$$D_t^+ = \begin{cases} 1 & \text{if } p_t^{in} \geq p_{t-1}^{in} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \quad D_t^- = \begin{cases} 1 & \text{if } p_t^{in} < p_{t-1}^{in} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

p_t^{out} , p_t^{in} 은 t 시점의 산출물, 투입물 가격이다. 즉, 산출물 가격은 투입물 가격이 상승하는 경우와 하락하는 경우로 각각 나누어 설명되며, 추정 후 F -검정을 통해 β_1^+ 와 β_1^- 가 통계적으로 유의하게 다를 경우 가격전이에 비대칭성이 존재한다고 판단한다. 하지만 식 (1)의 모형은 투입물 가격에서 산출물 가격으로 시차를 두고 전이되는 경우를 설명할 수 없다는 한계점을 갖고 있다.

Wolffram(1971)은 투입물 가격을 상승, 하락 부분으로 나누는 방법에 있어서 Tweteen and Quance(1969)의 더미변수를 이용한 방법은 오류가 있으며, 추정계수에 편의가 존재할 수 있음을 지적하였고, 식 (2)와 같은 모형을 제시하였다.

$$(2) \quad p_t^{out} = \alpha + \beta_1^+ \left(p_0^{in} + \sum_{t=1}^T D_t^+ \Delta p_t^{in} \right) + \beta_1^- \left(p_0^{in} - \sum_{t=1}^T D_t^- \Delta p_t^{in} \right) + \epsilon_t$$

식 (2)에서 $\Delta p_t^{in} = p_t^{in} - p_{t-1}^{in}$ 로 t 시점의 투입물 가격의 변화분을 의미하며, p_0^{in} 은 분석대상이 되는 기간의 초기 투입물 가격이다.

7) Tweteen and Quance(1969)의 연구에서는 본래 산출물과 투입물 간의 상대가격을 설명변수로, 농가의 생산량을 종속변수로 하여 공급함수를 추정하였다. 이들이 사용한 모형을 산출물과 투입물 가격 간의 가격전이 모형에 적용하고자 변형하였으며, 후술할 여러 모형에서는 p_t^{out} 은 산출물 가격, p_t^{in} 은 투입물 가격으로 통일하여 표기한다.

$\left(p_0^{in} + \sum_{t=1}^T D_t^+ \Delta p_t^{in}\right)$ 은 투입물 가격의 초기값에 분석기간 중 투입물 가격의 증가분을 누적하여 합한 값이며, $\left(p_0^{in} - \sum_{t=1}^T D_t^- \Delta p_t^{in}\right)$ 은 마찬가지로 투입물 가격의 초기값에 분석기간 중 투입물 가격의 감소분을 누적하여 합한 값이다.

Houck(1977)은 Wolfram(1971)의 방법과 유사하게 누적가격변동(cumulative price variations)을 설명변수로 이용하였다.

$$(3) \quad p_t^{out*} = \alpha t + \beta_1^+ \sum_{t=1}^T D_t^+ \Delta p_t^{in} + \beta_1^- \sum_{t=1}^T D_t^- \Delta p_t^{in} + \epsilon_t$$

식 (3)의 Houck 모형에서 종속변수인 $p_t^{out*} = p_t^{out} - p_0^{out}$ 이며, 초기부터 t 시점까지의 산출물 가격의 변화분을 의미한다. 또한 Houck(1977)은 변수를 차분할 경우 첫 번째 관측치는 설명력을 갖고 있지 않으므로, Wolfram(1971) 모형과는 다르게 투입물 가격의 초기값(p_0^{in})을 설명변수로 고려하지 않았다. Wolfram(1971)과 Houck(1977)의 모형은 이후 가격전이 분석모형 발전의 토대를 제공하였으며, 현재까지도 많이 이용되고 있다. 국내에서도 김태훈·김배성(2009), 전상곤 외(2013)가 Houck(1977) 모형을 이용하여 곡물가격과 배합사료 가격 간의 비대칭적 가격전이 현상에 대해 분석하였다. 한편 시계열 모형이 발전하면서, Engel and Granger(1987)의 오차수정모형(Error Correction Model)을 이용한 가격전이 연구가 활발히 진행되었으며, 이로써 단기적 비대칭성뿐만 아니라, 장기적 비대칭성 역시 연구자들의 관심사로 부상하게 되었다.

제 2 절 분석모형

1. 자기회귀분포시차(Autoregressive Distributed Lag) 모형

본 연구에서는 사료원료의 국제가격이 수입가격으로 전이되는 현상과 원료의 수입가격이 최종 산출물인 배합사료 가격으로 전이되는 현상을 분석하기 위해 자기회귀분포시차(Autoregressive Distributed Lag; 이하 ARDL) 모형을 이용하였다. 일반적인 ARDL모형은 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다.

$$(4) \quad y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j x_{t-j} + u_t$$

$$(5) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + u_t$$

식 (4)에서 보는 바와 같이, 종속변수 y_t 는 x 와 y 변수의 과거 값인 y_{t-i} 와 x_{t-j} 로 설명된다. 식 (4)에서 p 는 자기회귀항(autoregressive terms)의 차수이고, q 는 시차 분포항(distributed lagged terms)의 차수이며, 이를 ARDL(p, q)라고 일컫는다. 식 (5)는 각 변수를 차분하여 대입한 추정식이다. y_t 의 변화가 x_{t-j} 의 변화에 대칭적으로 반응한다면, 식 (4) 또는 차분 변수를 이용한 식 (5)를 추정하면 되겠지만, 비대칭적인 반응을 고려한다면, 식 (6)과 같이 Δx_{t-j} 가 양의 값을 가질 경우(j 시점 전에 x 가 증가한 경우)와 음의 값을 가질 경우(j 시점 전에 x 가 감소한 경우)로 나누어 식을 설정함으로써 x 변수의 증

가 및 감소에 따른 효과를 구분하여 추정할 수 있을 것이다.

$$(6) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \beta_j^- \Delta x_{t-j}^- + u_t$$

$$\Delta x_t^+ = \begin{cases} \Delta x_t & \text{if } \Delta x_t > 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}, \quad \Delta x_t^- = \begin{cases} \Delta x_t & \text{if } \Delta x_t < 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}$$

각 단계별 가격전이를 분석하기 위해 사료원료의 국제가격, 수입 가격, 최종 산출물인 배합사료 가격을 식 (6)에 대입하면 다음의 식 (7), (8)과 같은 추정식을 설정할 수 있다.

(7) 사료원료의 국제가격에서 수입가격으로의 가격전이 모형

$$\Delta P_{im,t} = \alpha_{im,0} + \sum_{j=1}^p \alpha_{im,j} \Delta P_{im,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{im,j}^+ \Delta P_{ig,t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \beta_{im,j}^- \Delta P_{ig,t-j}^- + u_{im,t}$$

$$u_{im,t} \sim i.i.d \ N(0, \sigma_{im}^2)$$

(8) 수입가격에서 배합사료 가격으로의 가격전이 모형

$$\Delta P_{af,t} = \alpha_{af,0} + \sum_{j=1}^p \alpha_{af,j} \Delta P_{af,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^+ \Delta P_{im,t-j}^+ + \sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^- \Delta P_{im,t-j}^- + u_{af,t}$$

$$u_{af,t} \sim i.i.d \ N(0, \sigma_{af}^2)$$

$$\Delta P_{ig,t}^+ = \begin{cases} \Delta P_{ig,t} & \text{if } \Delta P_{ig,t} > 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}, \quad \Delta P_{ig,t}^- = \begin{cases} \Delta P_{ig,t} & \text{if } \Delta P_{ig,t} < 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}$$

$$\Delta P_{im,t}^+ = \begin{cases} \Delta P_{im,t} & \text{if } \Delta P_{im,t} > 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}, \quad \Delta P_{im,t}^- = \begin{cases} \Delta P_{im,t} & \text{if } \Delta P_{im,t} < 0 \\ 0 & \text{if } otherwise \end{cases}$$

식 (7), (8)에서 $P_{ig,t}$, $P_{im,t}$, $P_{af,t}$ 는 각각 t시점의 사료원료 국제가격, 수입가격, 배합사료 가격이며, Δ 는 가격 변화분을 나타내는 차분연산자이다. 즉, t시점의 사료원료 수입가격의 변화분은 과거의 수입가격 변화분과 과거 국제가격의 상승분, 하락분으로 설명된다. 마찬가지로 t시점의 배합사료 가격의 변화분은 과거 배합사료 가격의 변화분과 과거 수입가격의 상승분, 하락분으로 설명된다고 할 수 있다. 또한 본 연구에서는 사료원료의 수입가격에서 배합사료 가격으로의 가격전이가 축종별로 상이하게 나타나는지를 분석해보고자 식 (8)을 양우용, 양돈용, 양계용 배합사료별로 각각 추정하였다.

자기회귀분포시차(ARDL) 모형을 추정하기에 앞서 자기회귀항과 시차 분포항의 최대시차, 즉 식 (7), (8)에서의 p , q 를 결정해야 한다. 모형의 최대시차를 결정하는 데에는 다양한 기준을 적용할 수 있는데, Hill et al.(2012)은 다음과 같은 기준을 제시하고 있다.

- 주어진 시차 p , q 하에서 식 (7), (8)의 오차항에 자기상관이 없어야 한다.
- 추정계수의 부호와 크기가 경제학 이론에 부합해야 한다.
- 추정계수는 0과 유의하게 달라야 한다.
- AIC(Akaike Information Criterion)과 SBC(Schwarz Bayesian Criterion)를 최소화하는 p , q 를 선택할 수 있다.

하지만 최대시차의 결정에는 주관적인 판단이 작용할 수 있는 여지가 존재하며, 본 연구에서는 Hill et al.(2012)이 제시한 기준을 바탕으로 최대시차를 결정하였다. 먼저 본 연구에서 사용한 자료가 월별 가격자료임을 고려하여 적용 가능한 자기회귀항의 최대시차를 12개월로 설정하였으며, 시차 분포항의 최대시차는 선행연구를 참고

하여 6개월로 설정하였다. $p = 12$, $q = 6$ 로 하고 최소자승법(Ordinary Least Square)으로 식 (7), (8)을 추정 한 후, F -검정을 통해 추정계수의 유의성을 검정하여, 추정계수가 0과 유의하게 다르지 않은 경우에는 해당 시차항을 제외시켰다. 이러한 과정을 거쳐 잠정적으로 선별된 최대시차 하에서 각 모형의 AIC 및 SBC통계량을 비교하였으며, 이를 최소화하는 시차를 모형의 최대시차로 결정하였다.

한편 자기회귀분포시차(ARDL) 모형을 추정할 때, 추가적으로 고려해야 할 점은 바로 오차항의 자기상관 문제이다. 일반적으로 자기회귀분포시차모형은 고전적 선형회귀모형에서 가정하고 있는 오차항 간의 독립성 조건을 만족한다는 전제하에, 최소자승법(Ordinary Least Square)을 이용한 추정이 가능하다. 즉, 식 (7), (8)의 오차항 $u_{im,t}$, $u_{af,t}$ 가 자기상관(autocorrelation) 또는 계열상관(serial correlation)이 존재하지 않는 경우에 최소자승추정량은 효율적인 추정량이 된다. 오차항이 자기상관관계를 갖고 있다면, 최소자승추정량은 여전히 불편추정량이며 일치추정량이지만, 더 이상 효율적이지 않으며 추정치의 통계적 유의성을 신뢰할 수 없다. 따라서 이러한 경우에는 회귀식을 변형하는 등의 적절한 교정 과정을 거친 후에 재추정할 필요가 있다.

오차항의 자기상관 존재여부를 검정하기 위해 더빈-왓슨 검정(Durbin-Watson test), 브리쉬-고드프리 검정(Breusch-Godfrey test)을 비롯한 다양한 방법이 존재하나, 본 연구에서는 좀 더 일반화된 검정법인 브리쉬-고드프리의 방법을 이용하였다⁸⁾.

8) 자기상관 검정으로 널리 이용되는 더빈-왓슨 검정(Durbin-Watson test)은 다음과 같이 비교적 제한적인 가정을 전제로 하고 있다(Gujarati & Porter, 2009).

- 1) 회귀식이 절편항을 포함한다.
- 2) 설명변수는 비확률변수이거나, 반복 표본추출과정에서 고정된 값이다.
- 3) 오차항 u_t 는 $u_t = \rho u_{t-1} + \nu_t$ 와 같이 1계 자기회귀과정을 따른다. 이 때, $-1 \leq \rho \leq 1$ 이며, ν_t 는 확률적 오차항이다.

브리쉬-고드프리 검정은 더빈-왓슨의 검정법과는 달리 설명변수로 종속변수의 시차항을 포함할 수 있고, 오차항이 AR(2), AR(3) 등 고차의 자기회귀과정을 따른다고 가정할 수 있으며, 오차항의 고차 이동평균과정을 허용한다는 점에서 보다 일반화된 검정법이라 할 수 있다. 어떤 회귀식의 오차항 u_t 에 대해 브리쉬-고드프리 검정을 수행한다고 할 때, 먼저 식 (9)와 같이 오차항 u_t 가 p 차 자기회귀과정, 즉 AR(p)과정을 따른다고 가정한다.

$$(9) \quad u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \cdots + \rho_p u_{t-p} + \nu_t$$

식 (9)의 ν_t 는 백색잡음(white noise) 오차항이다. 그리고 검정할 귀무가설은 다음과 같다.

$$(10) \quad H_0: \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_p = 0$$

즉, 식 (10)과 같은 귀무가설은 오차항에 어떠한 차수의 자기상관도 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 예를 들어 식 (11)과 같은 일반적인 선형회귀식의 오차항 e_t 에 대한 브리쉬-고드프리 검정은 다음과 같은 절차에 따라 수행하게 된다.

$$(11) \quad y_t = X_t \beta + e_t$$

4) 오차항 u_t 는 정규분포를 따른다.

5) Y_{t-1}, Y_{t-2}, \cdots 와 같은 종속변수의 시차항이 설명변수에 포함되지 않는다. 특히 가정 5)는 본 연구의 회귀식에는 적합하지 않다고 판단하여, 가정을 완화한 브리쉬-고드프리 검정(Breusch-Godfrey test)을 수행하기로 하였다. 브리쉬-고드프리 검정에 대한 설명은 Gujarati & Porter(2009)를 참고하였다.

- 1) 식 (11)을 OLS로 추정한 후, 잔차항 \hat{e}_t 을 얻는다.
- 2) 식 (11)의 설명변수와 1) 과정에서 얻은 \hat{e}_t 의 p 차 시차변수들을 설명변수로 하여 잔차항 \hat{e}_t 를 추정한다. 즉, 다음의 식 (12)와 같은 회귀식을 추정한다.

$$(12) \quad \hat{e}_t = X_t\beta + \gamma_1\hat{e}_{t-1} + \gamma_2\hat{e}_{t-2} + \cdots + \gamma_p\hat{e}_{t-p} + \nu_t$$

식 (12)의 보조회귀(auxiliary regression)로부터 결정계수(coefficient of determination) R^2 를 얻는다.

- 3) 브리쉬-고드프리 검정통계량은 $(n-p)R^2$ 이며, 이는 다음과 같이 자유도가 p 인 χ^2 -분포를 따른다.

$$(13) \quad (n-p)R^2 \sim \chi^2(p), \quad n : \text{관측치 수}$$

이와 같은 절차를 통해 얻은 χ^2 -통계량이 특정 유의수준에서의 임계값(critical value)보다 클 경우, 귀무가설을 기각하게 되며, 이는 오차항이 p 개의 자기시차항 중 적어도 하나 이상의 항과 자기상관이 존재한다는 것을 의미한다.

본 분석에서는 최소자승법(OLS)을 이용하여 식 (7), (8)을 잠정적으로 추정한 후, 브리쉬-고드프리 검정을 이용하여 오차항의 자기상관 여부를 검정하였다. 만약 오차항에 자기상관이 존재할 경우, 오차항이 자기회귀과정(autoregressive process)을 따른다고 가정하고 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 식 (7), (8)을 재추정하였다.

또한 식 (7), (8)을 추정한 후에 $H_0 : \beta_{im,j}^+ = \beta_{im,j}^-$, $H_0 : \beta_{af,j}^+ = \beta_{af,j}^-$ 를 검정함으로써 사료원료의 국제가격(수입가격)이 수입가격(배합사료 가격)에 비대칭적으로 전이되는지 여부를 판단하였으며, $H_0 : \sum_{j=0}^q \beta_{im,j}^+ = \sum_{j=0}^q \beta_{im,j}^-$, $H_0 : \sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^+ = \sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^-$ 를 검정하여 비대칭적 가격전이가 누적적으로 일어나는지 확인하였다.

2. 변동성 분석 모형

다음으로 원료 수입가격에서 축종별 배합사료가격으로 가격 변동성의 전이(volatility spillover)가 나타나는지 분석하고자 한다. 즉, 수입가격 변동성이 배합사료 가격의 변동성에 유의미한 영향을 미치는지를 분석한다. 또한 각 단계별 가격 변동성이 긍정적 그리고 부정적 외부충격에 대해 비대칭적인 반응을 보이는지를 분석한다.

이와 같은 분석을 위해 본 연구에서는 대표적인 비대칭적 변동성 모형인 EGARCH(Exponential GARCH) 모형을 이용하였다. EGARCH 모형에 대한 설명에 앞서 기본 모형인 ARCH, GARCH 모형의 이론적 배경은 다음과 같다.

2.1 GARCH 모형(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model)⁹⁾

일반적으로 시계열 자료는 시간 가변적(time varying)인 분산을 지닌다. 따라서 이러한 특성을 지닌 자료를 이용하여 분석하는 경우에는 등분산 가정보다는 과거의 정보가 미래의 움직임에 영향을 미친다는 조건부 이분산의 특징을 모형에 반영하는 것이 더 적절하다. 이러한 맥락에서 Engle(1982)은 식 (14)와 같은 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 모형을 제안하였다.

$$(14) \quad y_t = X_t\beta + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = \sigma_t z_t, z_t \sim IID(0,1)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 \epsilon_{t-2}^2 + \cdots + \gamma_q \epsilon_{t-q}^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \epsilon_{t-i}^2$$

$$where \gamma_0 > 0 \text{ and } \gamma_i \geq 0 \text{ for } i > 0$$

ARCH(q) 모형은 조건부 분산을 잔차항 제곱의 시차항들의 선형 결합으로 설명한다. 여기서 ϵ_{t-i}^2 은 과거의 충격(shock)으로 해석할 수 있으며, 이들이 현재 시점의 분산에 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

한편 Bollerslev(1986)는 조건부 분산식에 조건부 분산의 과거 시차항들을 포함하여 ARCH 모형을 일반화하였고, 이를 GARCH(Generalized ARCH)라고 하며, GARCH(p, q) 모형은 식 (15)와 같다.

9) 민인식·최필선(2016)을 참고하였다.

$$(15) \quad y_t = X_t\beta + \epsilon_t$$

$$where \quad \epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \delta_i \sigma_{t-i}^2$$

$$where \quad \gamma_0 > 0 \text{ and } \gamma_i \geq 0, \delta_i \geq 0 \text{ for } i > 0$$

간단하면서도 일반적으로 이용되는 GARCH(1,1) 모형은 식 (16)과 같으며, 이 때 t시점의 조건부 분산은 t-1시점 충격의 제곱, 그리고 t-1시점 조건부 분산의 선형함수 형태이다.

$$(16) \quad \sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2$$

GARCH(1,1) 분산 모형에서 비조건부 분산(unconditional variance)은 식 (17)과 같이 계산할 수 있다.

$$(17) \quad \sigma^2 = \gamma_0 + \gamma_1 E(\epsilon_{t-1}^2) + \delta_1 \sigma^2$$

$$\therefore \sigma^2 = \frac{\gamma_0}{1 - \gamma_1 - \delta_1}$$

즉, 비조건부 분산은 시점 t와 상관없이 일정한 값을 가지며, 위의 식 (16)에 $\sigma_{t-1}^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \epsilon_{t-2}^2 + \delta_1 \sigma_{t-2}^2$ 을 대입하면 식 (18)과 같다.

$$(18) \quad \sigma_t^2 = (\gamma_0 + \delta_1 \gamma_0) + \gamma_1 \epsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \epsilon_{t-2}^2 + \delta_1^2 \sigma_{t-2}^2$$

이를 반복적으로 계산하면, 식 (19)와 같이 도출된다.

$$(19) \sigma_t^2 = \frac{\gamma_0}{1-\delta_1} + \gamma_1 \sum_{j=1}^{\infty} \delta_1^{j-1} \epsilon_{t-j}^2$$

즉, GARCH(1,1) 모형은 과거의 모든 충격을 제공한 것의 선형합수로 표현되며, ARCH(∞) 모형과 같음을 알 수 있다. 따라서 GARCH(1,1) 모형은 단 3개의 모수만을 추정함으로써 ARCH(∞) 모형을 추정한 것과 같게 되는 이점이 있다.

2.2 EGARCH 모형(Exponential GARCH model)

ARCH, GARCH 모형은 조건부 분산이 시간 가변적이라는 가정을 바탕으로 주로 금융시계열 분석에 이용되고 있다. 한편 금융시장, 예를 들어 주식시장에서는 주가가 양의 수익률, 또는 음의 수익률인지에 따라 주가 변동성이 다르게 반응하는 현상을 보이는데, 이를 비대칭적(asymmetric) 현상이라고 한다(조신섭 외, 2016). 하지만 GARCH 모형은 식 (15)와 같이 조건부 분산(변동성)을 과거의 충격이라고 할 수 있는 잔차항(ϵ_{t-i})의 제곱으로 설명하기 때문에 이러한 비대칭성을 반영할 수 없다는 한계점을 갖고 있다. 이에 여러 연구자들은 비대칭 현상을 설명할 수 있도록 기존의 GARCH 모형을 보완하였고, EGARCH(Nelson, 1991), GJR-GARCH(Glosten, Jagannathan and Runkle, 1993), NGARCH(Engle and Ng, 1993) 등의 모형을 제안하였다.

Nelson(1991)이 제안한 EGARCH(Exponential GARCH)는 그 중 대표적인 모형으로, EGARCH(p, q) 모형은 식 (20), (21)과 같다.

$$(20) \quad y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$\text{where } \epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$(21) \quad \ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln(\sigma_{t-i}^2)$$

$$\text{where } z_t = \frac{\epsilon_t}{\sqrt{\sigma_t^2}}, \quad g(z_t) = \theta z_t + (|z_t| - E(|z_t|))$$

식 (20)에서 조건부 평균방정식은 AR(r)과정을 따르며, ϵ_t 는 오차항, Ω_{t-1} 은 t-1시점의 정보집합(information set)이다. ϵ_t 는 Ω_{t-1} 조건하에서 평균이 0, 분산이 σ_t^2 인 정규분포를 따르며, z_t 는 ϵ_t 를 표준편차로 나누어 표준화 한 변수이므로, 표준정규분포를 따르는 확률변수이다. 식 (21)과 같이 나타낼 수 있는 EGARCH(p,q)의 조건부 분산은 조건부 분산의 과거값과 확률변수 z_t 의 함수, $g(z_{t-i})$ 로 설명된다. 또한 식 (21)의 분산방정식에서 $\sum_{i=1}^p \gamma_i$ 는 변동의 지속성을 의미하며, 이는 시장의 효율성을 나타내는 지표로 해석할 수 있다.¹⁰⁾ 일반적으로 비조건부 분산이 유한하면, $\sum_{i=1}^p \gamma_i$ 의 절대값은 1보다 작으며, 절대값이 작을수록 충격 이후의 변동성이 덜 지속되는 것으로 볼 수 있다.

한편 함수 $g(z_t)$ 의 형태를 살펴보면 z_t 의 부호와 크기가 각각 분산(변동성)에 영향을 주는 것으로 설정하여 비대칭 현상을 설명하고 있다. $(|z_t| - E(|z_t|))$ 부분은 ARCH 효과를 나타내며, 모수 θ 는 이러

10) 시장이 효율적이라면, 시장에 가해진 어떠한 충격도 지속되지 않으며, 즉각 소멸하게 된다.(Buguk et al., 2003)

한 ARCH 효과가 비대칭적으로 작용할 수 있게 한다.¹¹⁾ 따라서 θ 가 통계적으로 유의미하게 추정되면, 변동성이 과거의 충격에 비대칭적으로 반응한다고 볼 수 있다. 한편 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형에서는 추정계수에 비음조건(nonnegativity)을 부과하였지만, EGARCH 모형은 조건부 분산에 로그를 취하여, 이러한 조건을 완화시켰다는 이점이 있다.

본 연구에서는 Buguk et al.(2003)이 제시한 AR-EGARCH 모형을 이용하여 사료원료 수입가격에서 축종별 배합사료 가격으로의 변동성 전이 현상을 분석한다. 이를 위해 먼저 각 가격변수에 대해 식 (20), (21)과 같은 $AR(r)$ -EGARCH(p, q)모형을 추정하고, 수입가격에 대한 AR-EGARCH 모형을 추정하여 얻은 잔차의 제곱항을 각 사료가격의 조건부 분산방정식에 외생변수로 추가하여 식 (22), (23)을 재추정한다.

$$(22) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$where \quad \epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(23) \quad \ln(h_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln(h_{t-i}) + \delta_0 \ln(U_t)$$

$$where \quad g(z_t) = \theta z_t + [|z_t| - E|z_t|] \quad , \quad z_t = \epsilon_t / \sqrt{h_t}$$

사료원료 수입가격에서 배합사료 가격으로의 변동성 전이를 확인하기 위해 식 (22)의 평균방정식에서 y_t 는 축종별 사료가격이며, 식 (23)의 분산방정식에서 U_t 는 수입가격에 대한 AR-EGARCH모형에

11) $\theta = 1$ 이면, 양의 충격은 그와 동일한 크기의 음의 충격과 같은 효과를 갖는다. 일반적으로 θ 는 1보다 작게 추정되는데, 만약 $-1 < \theta < 0$ 이면, 음의 충격이 양의 충격보다 더 변동성을 증가시키게 된다. 한편 $\theta < -1$ 이면, 음의 충격(양의 충격)이 변동성을 증가(감소)시키게 된다.

서 추정된 잔차의 제곱항(squared residual)이 된다. 그리고 $\ln(U_i)$ 의 계수인 δ_0 가 통계적으로 유의하게 추정되면, 수입가격에서 배합사료 가격으로 변동성 전이가 일어남을 확인할 수 있다.

제 3 절 분석자료

본 연구에서는 사료원료 중 투입비중과 수입의존도가 높은 품목인 소맥, 옥수수, 대두박을 분석대상으로 하였다.

앞서 1장에서 언급한 선행연구들은 분석대상이 되는 원료 품목의 선정이나 가격변수를 설정함에 있어서 다소 상이한 모습을 나타내고 있다. 양승룡(2003), 이용호·양승룡(2003), 김태훈·김배성(2009)에서는 주요 사료원료인 옥수수나 대두박의 개별가격을 설명변수로 사용하였고, 전상곤 외(2013)의 경우에는 소맥, 옥수수, 대두 가격을 이용하여 이들 원료의 배합비를 기준으로 가중평균한 가격지수 자료를 사용하였다. 원료곡물의 가격을 직접 분석에 사용할 경우, 이러한 곡물의 직접적인 영향을 추정할 수 있다는 장점이 있으나, 전체 원료의 가격 변동을 반영할 수 없다는 점에서 한계가 있고, 또한 누락변수에 의한 편의(omitted variable bias) 문제를 배제할 수 없다.¹²⁾ 따라서 본 연구에서는 김종진·최선우(2015)가 제안한 방법으로 가격지수를 계산하여, 이를 분석에 이용한다. 김종진·최선우(2015)는 배합사료 제조 시에 원료 사용액 기준 0.2% 이상의 모든 원료를 포함하였고, 원료의 HS코드를 식별하여 이에 해당하는 수입통관가격

12) 김종진·최선우(2015)는 이러한 편의 발생의 원인으로, 분석에서 제외된 여타의 사료원료가 분석에 사용된 원료곡물의 가공과정에서 생산되는 부산물인 경우에 이들 가격 간의 높은 상관관계가 발생함을 지적하였다.

을 기준으로 지수를 계산하였다. 그러나 수입가격은 해당 원료의 HS코드를 알면 자료 획득이 용이하지만, 국제가격의 경우 사용 비중이 적은 원료의 가격자료까지 획득하기에는 한계가 있다. 따라서 사용비중이 높고, 수입산 사용 비중이 높은 원료를 선정하였고, 이러한 기준에 따라 소맥, 옥수수, 대두박을 선정하였다.

소맥, 옥수수, 대두박의 국제가격은 농촌경제연구원에서 제공하는 CBOT(Chicago Board of Trade) 선물가격(USD/톤)을 이용하였고, 최근 월물 선물가격의 매일의 증가를 월별 평균한 가격을 사용하였다. 수입가격은 관세청에서 제공하는 수입통관가격을 사용하였는데, 월간 수입물품가액을 수입중량으로 나누어 계산한 단위당 평균 수입가격(USD/톤)을 이용하였다. 한편 사료협회에서 제공하는 「배합사료 생산실적 및 원료사용실적」을 바탕으로, 2010년 사료원료 사용액을 가중치로 하여 식 (24)와 같이 라스파이레스 방식의 국제가격지수와 수입가격지수를 각각 계산하였다.

(24)

$$P = \sum_i \frac{p_{i,t} q_{i,0}}{\sum_i p_{i,0} q_{i,0}} \times 100 = \sum_i \frac{p_{i,0} q_{i,0}}{\sum_i p_{i,0} q_{i,0}} \left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \right) \times 100 = \sum_i \omega_i \left(\frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \right) \times 100$$

식 (24)에서 $p_{i,t}$ 는 t 시점의 사료원료 품목 i 의 가격, $p_{i,0}$ 와 $q_{i,0}$ 는 각각 기준시점(2010년)의 품목 i 의 가격과 사용량을 의미하며, 가중치인 $\omega_i = p_{i,0} q_{i,0} / \sum_i p_{i,0} q_{i,0}$ 를 나타낸다.

축종별 배합사료 가격은 농림축산식품부에서 제공하는 월별 ‘배합사료 공장도 가격’을 사용하였다. 배합사료 공장도 가격은 국내 사료 생산업체의 총 생산액을 생산량으로 나누어 계산한 것으로, 평

균 배합사료 생산자 가격을 의미한다고 볼 수 있다.

분석에 사용된 모든 가격자료는 2000년 1월부터 2017년 3월까지의 월별자료이며, 2010년의 평균 가격 100이 되도록 조정하였다. 각 변수의 기초통계량은 <표 3-1>, <표 3-2>와 같다.

양우용 배합사료 가격과 양돈용 배합사료 가격은 왜도(skewness)가 음수로 나타나 꼬리부분이 왼쪽으로 길게 늘어진 분포형태이며, 국제가격지수, 수입가격지수, 양계용 배합사료 가격은 양의 왜도값을 갖고, 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖는 분포형태를 나타내었다. 또한 모든 가격변수의 첨도(kurtosis)가 3보다 작아 평탄분포(platykurtic)하는 것으로 나타났다. Jarque-Bera 검정에서도 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다.

가격 변화율을 의미하는 1차 차분변수의 기초통계량을 살펴보면, 국제가격지수, 수입가격지수, 그리고 양계용 배합사료 가격의 변화율은 음의 왜도값을 나타낸 반면 양우용 및 양돈용 배합사료 가격의 경우에는 왜도가 양의 값을 나타내었다. 한편 모두 첨도가 3보다 큰 첨예분포(leptokurtic)를 나타내었으며, 특히 양계용 배합사료 가격 변화율의 첨도는 27.6747로 매우 크게 나타났다. 정규성 검정에서도 모든 가격 변화율 자료가 1% 유의수준에서 정규분포를 기각하는 것으로 나타났다.

<표 3-1> 원자료(수준변수)의 기초통계량

기초통계량	국제가격 지수	수입가격 지수	양우용 배합사료 가격	양돈용 배합사료 가격	양계용 배합사료 가격
관측치 수	207	201	207	207	207
평균	88.95	88.93	88.80	88.74	81.66
표준편차	34.03	31.81	24.17	22.49	21.97
중위수	86.48	89.33	98.40	98.20	87.80
최대값	177.21	147.60	125.16	121.77	113.72
최소값	44.19	45.58	55.03	55.98	53.04
왜도 (Skewness)	0.5570	0.1933	-0.0372	-0.0106	0.0284
첨도 (Kurtosis)	2.2832	1.7347	1.2814	1.2950	1.2530
Jarque-Bera	15.1369	14.6604	25.5201	25.0756	26.3504

주: 1) 모든 가격자료는 2010년 평균가격이 100이 되도록 조정함

2) Jarque-Bera의 정규성 검정통계량은 자유도가 2인 χ^2 분포를 따르며, 검정통계량이 임계값보다 클 경우에 '변수가 정규분포를 따른다.'는 귀무가설을 기각함

3) 자유도가 2인 χ^2 분포의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 9.210, 5.991, 4.605 임

<표 3-2> 1차 차분 자료의 기초통계량($\Delta \ln y_t = \ln y_t - \ln y_{t-1}$)

기초통계량	국제가격 지수	수입가격 지수	양우용 배합사료 가격	양돈용 배합사료 가격	양계용 배합사료 가격
관측치 수	206	199	206	206	206
평균	0.0028	0.0021	0.0029	0.0027	0.0023
표준편차	0.0613	0.0364	0.0261	0.0189	0.0281
중위수	0.0005	0.0033	0.0006	0.0000	0.0000
최대값	0.2367	0.1049	0.1055	0.1015	0.1893
최소값	-0.2502	-0.2031	-0.1069	-0.0736	-0.2101
왜도 (Skewness)	-0.1432	-1.2928	0.0040	0.6847	-0.3718
첨도 (Kurtosis)	5.1192	9.6310	7.1646	7.5778	27.6747
Jarque-Bera	39.2550	420.0320	148.8752	195.9789	5230.6719

주: 1) <표 3-1>의 원자료에 자연로그를 취한 후 1차 차분한 자료임

- 2) Jarque-Bera의 정규성 검정통계량은 자유도가 2인 χ^2 분포를 따르며, 검정통계량이 임계값보다 클 경우에 ‘변수가 정규분포를 따른다.’는 귀무가설을 기각함
- 3) 자유도가 2인 χ^2 분포의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 9.210, 5.991, 4.605 임

제 4 장 분석결과

제 1 절 단위근 검정 결과

시계열 자료를 분석하기에 앞서 먼저 단위근 검정을 수행하였다. 이는 시계열 자료가 단위근을 가질 경우 실제로 관련이 없는 변수들이 서로 관련 있는 것처럼 추정되는 가성적 회귀(spurious regression) 현상이 발생할 가능성이 크기 때문이며, 따라서 단위근을 가질 경우에는 시계열 자료를 차분하여 정상 시계열로 변환한 후에 추정을 하게 된다. 단위근 검정을 위해 일반적으로 이용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron)검정을 수행하였으며, 그 결과는 아래와 같다.

단위근 검정 결과, 가격 자료에 자연로그를 취한 원자료의 경우 ADF, PP검정에서 모두 귀무가설을 기각하지 못했다. 한편 1차 차분한 변수에 대해 검정한 결과, 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여 차분 정상적(difference-stationary)임을 확인하였다. 따라서 각 가격 자료에 자연로그를 취한 후, 1차 차분하여 회귀분석에 이용하였다.

<표 4-1> ADF 및 PP 단위근 검정 결과

변수		ADF검정	PP검정
국제가격지수	수준변수	-2.084(1)	-1.827
	1차 차분	-10.392(0) ***	-10.320 ***
수입가격지수	수준변수	-2.111(1)	-1.690
	1차 차분	-6.527(0) ***	-6.493 ***
양우용 배합사료가격	수준변수	-2.022(7)	-1.085
	1차 차분	-3.943(6) ***	-16.007 ***
양돈용 배합사료가격	수준변수	-1.287(2)	-1.006
	1차 차분	-6.912(1) ***	-12.078 ***
양계용 배합사료가격	수준변수	-1.135(7)	-0.923
	1차 차분	-4.961(6) ***	-14.394 ***

주: 1) 표의 수치는 τ -통계량은 나타내며, 괄호 안의 숫자는 SBC(Schwartz Bayesian Criterion) 통계량을 기준으로 정한 최적시차를 나타냄

2) 각 검정 시에 수준변수의 경우 상수항과 추세항을 모두 포함하였으며, 1차 차분변수의 경우 상수항만을 포함함

3) ADF 검정의 임계값은 다음과 같다.

i) 상수항을 포함한 경우:

1%, 5%, 10% 유의수준에서의 임계값은 각각 -3.48, -2.88, -2.57 임

ii) 상수항과 추세항을 포함한 경우:

1%, 5%, 10% 유의수준에서의 임계값은 각각 -4.01, -3.44, -3.14 임

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

*** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

제 2 절 비대칭적 가격전이 분석 결과

비대칭적 가격전이 분석을 위해 식 (7), (8)의 자기회귀분포시차(ARDL) 모형을 추정하였다. ARDL(p, q) 모형의 시차 결정은 우선 최대시차라고 생각되는 $p = 12$, $q = 6$ 을 적용하고¹³⁾, F -검정을 통해 최대 시차항의 추정계수가 0임을 기각할 수 없으면, 최대 시차항을 배제해 나갔다. 결국 최대 시차항의 추정계수가 0과 유의하게 다르며, AIC(Akaike Information Criterion) 통계량을 최소화하는 기준을 따랐다. 이러한 기준에 따라 사료원료의 국제가격에서 수입가격으로의 전이를 분석하는 식 (7)의 경우, $p = 1$, $q = 6$ 으로 결정되었고, 원료의 수입가격에서 배합사료 가격으로의 전이를 분석하는 식 (8)의 경우에는는 축종에 따라 양우용 사료는 $p = 3$, $q = 3$, 양돈용 사료는 $p = 2$, $q = 1$, 양계용 사료는 $p = 2$, $q = 2$ 로 시차를 결정하였다.

13) 김종진·최선우(2015)는 월별 자료에 따른 계절성을 포함할 수 있도록 자기회귀항의 최대시차(p)를 12개월로 설정하였고, 시차 분포항의 최대시차(q)는 기존 선행연구의 결과가 대부분 3~4개월 이내에 반응이 일어나는 것으로 나타났다는 점을 고려하여, 6개월로 설정하였다.

<표 4-2> 가격전이 모형 추정 결과(수입가격, 양우용 사료가격)

추정계수	수입가격	추정계수	양우용 사료가격
$\alpha_{im,0}$	0.0034 (0.72)	$\alpha_{af,0}$	-0.0006 (-0.25)
$\alpha_{im,1}$	0.3649*** (5.84)	$\alpha_{af,1}$	-0.3174*** (-4.36)
$\beta_{im,0}^+$	0.0362 (0.65)	$\alpha_{af,2}$	0.1273* (1.78)
$\beta_{im,1}^+$	0.0251 (0.44)	$\alpha_{af,3}$	0.0889 (1.29)
$\beta_{im,2}^+$	0.0827 (1.44)	$\beta_{af,0}^+$	0.2287** (2.15)
$\beta_{im,3}^+$	0.0464 (0.80)	$\beta_{af,1}^+$	-0.0693 (-0.55)
$\beta_{im,4}^+$	0.0846 (1.47)	$\beta_{af,2}^+$	0.0006 (0.00)
$\beta_{im,5}^+$	0.1272** (2.23)	$\beta_{af,3}^+$	0.2538** (2.28)
$\beta_{im,6}^+$	0.1195** (2.06)	$\beta_{af,0}^-$	-0.0663 (-0.78)
$\beta_{im,0}^-$	0.0618 (0.95)	$\beta_{af,1}^-$	0.1209 (1.25)
$\beta_{im,1}^-$	0.0838 (1.46)	$\beta_{af,2}^-$	0.0891 (0.92)
$\beta_{im,2}^-$	0.0390 (0.68)	$\beta_{af,3}^-$	0.1492* (1.73)
$\beta_{im,3}^-$	0.0055 (0.10)		
$\beta_{im,4}^-$	0.1716*** (3.07)		
$\beta_{im,5}^-$	0.1358** (2.39)		
$\beta_{im,6}^-$	0.1539*** (2.67)		

주) 괄호 안은 t통계량을 나타냄

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 ** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 *** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

<표 4-3> 가격전이 모형 추정 결과(양돈용, 양계용 사료가격)

추정계수	양돈용 사료가격	추정계수	양계용 사료가격
$\alpha_{af,0}$	-0.0002 (-0.12)	$\alpha_{af,0}$	-0.0037* (-1.66)
$\alpha_{af,1}$	-0.0097 (-0.14)	$\alpha_{af,1}$	-0.2179*** (-3.04)
$\alpha_{af,2}$	0.1952*** (2.88)	$\alpha_{af,2}$	-0.0111 (-0.16)
$\beta_{af,0}^+$	0.1371* (1.85)	$\beta_{af,0}^+$	0.1808* (1.74)
$\beta_{af,1}^+$	0.0918 (1.18)	$\beta_{af,1}^+$	0.1031 (0.84)
$\beta_{af,0}^-$	-0.0373 (-0.64)	$\beta_{af,2}^+$	0.2101* (1.93)
$\beta_{af,1}^-$	0.1867*** (3.21)	$\beta_{af,0}^-$	-0.0664 (-0.79)
		$\beta_{af,1}^-$	0.2246** (2.37)
		$\beta_{af,2}^-$	0.0587 (0.70)

주) 괄호 안은 t통계량을 나타냄

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 ** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 *** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 자기회귀분포시차(ARDL) 모형을 추정한 결과, 사료원료의 수입가격은 4~6개월의 시차를 두고 원료 국제가격의 상승, 하락분에 대해 유의하게 반응하는 것으로 나타났다. 해당 시점의 국제가격 상승분에 대한 반응정도는 각각 0.1272, 0.1195로 추정되었으며, 하락분에 대해서는 각각 0.1716, 0.1358, 0.1539로 추정되어 국제가격 상승, 하락에 대한 반응 정도는 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 또한 <표 4-4>에서 보는 바와 같이 각 시차별 추정계수에 대한 Wald 검정 결과,

10% 유의수준에서도 귀무가설을 모두 기각하지 못하여, 사료원료의 국제가격에서 수입가격으로의 비대칭적 가격 전이는 나타나지 않음을 확인하였다.

배합사료 가격은 양우용 사료의 경우 시차가 없는 동일 시점(t 시점)의 수입가격 상승 시의 추정계수는 0.2287이었고, 3개월 전의 수입가격 상승, 하락 시에는 각각 0.2538, 0.1492로 추정되었다. 양돈용 사료는 동일 시점의 수입가격 상승에 대해서는 0.1371, 1개월 전의 수입가격 하락에 대해서는 0.1867만큼 반응하는 것으로 추정되었다. 한편 양계용 배합사료 가격은 같은 달의 수입가격 상승에 대해 0.1808만큼 반응하였으며, 2개월 전 수입가격 상승에 대해 0.2101만큼 반응하였다. 1개월 전 수입가격 하락에 대한 반응정도는 0.2246인 것으로 추정되어 수입가격 상승과 하락에 대한 반응시차가 다르게 나타났다. 또한 축종별로 원료의 수입가격 변화에 대한 반응 시차 및 정도가 상이하게 나타남을 확인하였다. 한편 각 추정계수에 대한 Wald 검정 결과, $H_0 : \beta_{af,0}^+ = \beta_{af,0}^-$ 인 귀무가설을 양우용 사료가격의 경우 5% 유의수준에서, 양돈용, 양계용의 경우 10% 유의수준에서 기각하여, 같은 달의 수입가격 상승, 하락에 대해 가격전이의 비대칭성이 존재하는 것으로 나타났으며, 양계용 사료가격의 경우에는 누적적으로 비대칭적 가격 전이가 나타났다.

<표 4-4> 가격전이의 비대칭성 검정 결과(수입가격, 양우용 사료가격)

귀무가설	수입가격	귀무가설	양우용 사료가격
$\beta_{im,0}^+ = \beta_{im,0}^-$	0.07 (0.7987)	$\beta_{af,0}^+ = \beta_{af,0}^-$	3.87** (0.0492)
$\beta_{im,1}^+ = \beta_{im,1}^-$	0.40 (0.5260)	$\beta_{af,1}^+ = \beta_{af,1}^-$	1.23 (0.2675)
$\beta_{im,2}^+ = \beta_{im,2}^-$	0.22 (0.6416)	$\beta_{af,2}^+ = \beta_{af,2}^-$	0.26 (0.6085)
$\beta_{im,3}^+ = \beta_{im,3}^-$	0.20 (0.6571)	$\beta_{af,3}^+ = \beta_{af,3}^-$	0.46 (0.4960)
$\beta_{im,4}^+ = \beta_{im,4}^-$	0.89 (0.3450)		
$\beta_{im,5}^+ = \beta_{im,5}^-$	0.01 (0.9242)		
$\beta_{im,6}^+ = \beta_{im,6}^-$	0.14 (0.7084)		
$\sum_{j=0}^q \beta_{im,j}^+ = \sum_{j=0}^q \beta_{im,j}^-$	0.41 (0.5212)	$\sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^+ = \sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^-$	0.44 (0.5083)

주: 1) 표의 수치는 Wald 통계량을 나타내며, 괄호 안은 p값을 나타냄

2) Wald 통계량은 자유도가 1인 χ^2 분포를 따르며, 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 6.635, 3.841, 2.706 임

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 ** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 *** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

<표 4-5> 가격전이의 비대칭성 검정 결과(양돈용, 양계용 사료가격)

귀무가설	양돈용 사료가격	양계용 사료가격
$\beta_{af,0}^+ = \beta_{af,0}^-$	2.71* (0.0997)	2.84* (0.0918)
$\beta_{af,1}^+ = \beta_{af,1}^-$	0.78 (0.3774)	0.54 (0.4631)
$\beta_{af,2}^+ = \beta_{af,2}^-$	-	1.05 (0.3049)
$\sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^+ = \sum_{j=0}^q \beta_{af,j}^-$	0.56 (0.4544)	2.95* (0.0860)

주: 1) 표의 수치는 Wald 통계량을 나타내며, 괄호 안은 p값을 나타냄

2) Wald 통계량은 자유도가 1인 χ^2 분포를 따르며, 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 6.635, 3.841, 2.706 임

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

*** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

제 3 절 변동성 전이 분석 결과

사료원료 수입가격에서 배합사료 가격으로 변동성 전이가 나타나는지 분석하기에 앞서, 먼저 각 개별 가격의 변동성 구조를 파악하기 위해 식 (25), (26)과 같은 AR(r)-EGARCH(p,q) 모형을 추정하였다.

$$(25) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$where \quad \epsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$(26) \ln(h_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln(h_{t-i})$$

$$\text{where } g(z_t) = \theta z_t + [|z_t| - E|z_t|] \text{ , } z_t = \epsilon_t / \sqrt{h_t}$$

식 (25)의 평균방정식에서 $\Delta y_t = \Delta \ln p_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$ 로 개별 가격의 변화율을 의미하며, 평균방정식의 차수는 다음과 같은 기준에 따라 결정하였다.

평균방정식이 AR(r), 즉 차수가 r 인 자기회귀 과정(autoregressive process)을 따른다고 할 때, 이 때 차수 r 은 각 가격 시계열 자료의 자기상관함수(autocorrelation function; ACF)와 부분자기상관함수(partial autocorrelation function; PACF)의 형태를 바탕으로 후보가 될 차수를 선정하였으며, 우도비 검정(Likelihood ratio test)을 통해 모형 간 적합도를 비교하여 최종 차수를 결정하였다. 이렇게 결정된 차수 하에서 추정된 잔차에 자기상관이 존재하는지 확인하기 위해 Ljung-Box의 Q검정을 수행하였으며, Ljung-Box Q검정의 검정통계량은 식 (27)과 같다.

$$(27) Q = N(N+2) \cdot \sum_{k=1}^q \frac{\hat{\rho}_k^2}{N-k} \sim \chi^2(q)$$

식 (27)에서 N 은 표본 수, $\hat{\rho}_k$ 는 시차가 k 인 표본 간의 자기상관 계수이며, q 는 검정할 시차를 의미한다. Q통계량은 ‘ q 시차까지 변수 간의 자기상관이 존재하지 않는다.’는 귀무가설 하에 자유도가 q 인 카이제곱 분포를 따르며, 설정된 유의수준 하에서 검정통계량이 임계값보다 클 경우에 귀무가설을 기각하게 된다.

이러한 과정을 거쳐 최종적으로 결정된 평균방정식의 차수는 다

음과 같다. 사료원료 수입가격은 AR(1), 양우용 사료가격은 AR(4), 양돈용 사료가격은 AR(3), 양계용 사료가격은 AR(4)과정이 적합한 것으로 나타났다. 각 평균방정식의 추정 결과는 <표 4-6>과 같다.

<표 4-6> 평균방정식 추정 결과

	수입가격 지수	양우용 사료가격	양돈용 사료가격	양계용 사료가격
$\text{평균 방정식 : } \Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$				
α_0	0.0010 (0.48)	0.0011 (0.67)	0.0013 (1.04)	0.0014 (0.71)
α_1	0.6293*** (11.08)	-0.1492** (-2.22)	0.1060 (1.53)	-0.0429 (-0.61)
α_2	-	0.2275*** (3.39)	0.2196*** (3.23)	0.1221* (1.75)
α_3	-	0.1900*** (2.84)	0.1986*** (2.86)	0.1631** (2.34)
α_4	-	0.1604** (2.38)	-	0.1439** (2.04)
Diagnostics on Residuals				
Q(6)	6.78 (0.3419)	3.68 (0.7201)	7.25 (0.2987)	2.79 (0.8343)
Q(12)	12.55 (0.4028)	10.87 (0.5402)	11.59 (0.4795)	5.77 (0.9274)
Q(18)	18.97 (0.3938)	14.53 (0.6942)	14.99 (0.6629)	6.07 (0.9959)
Jarque-Bera	332.79***	64.93***	296.88***	5313.84***
ARCH-LM	30.3065***	5.7704**	46.1964***	52.1143***

- 주: 1) 평균방정식의 추정계수 아래의 괄호 안은 t값을 나타냄
 2) 표 하단의 잔차에 대한 자기상관 검정 결과는 Ljung-Box의 Q통계량을 의미하며, 괄호 안은 p값을 나타냄
 3) 표 하단의 잔차에 대한 정규성 검정 결과는 Jarque-Bera 통계량을 의미하며, 이는 자유도가 2인 χ^2 분포를 따른다. 1%, 5%, 10% 유의수준에서의 임계값은 각각 9.210, 5.991, 4.605 이다.

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 ** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함
 *** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

각 가격의 평균방정식을 추정한 후, 잔차에 대해 Ljung-Box의 Q 검정을 수행한 결과, 10% 유의수준에서 모두 ‘잔차항에 자기상관이 존재하지 않는다.’는 귀무가설을 기각하지 못하였다.

다음으로 잔차에 대해 Jarque-Bera 정규성 검정을 수행하였으며, 그 결과 모두 정규분포를 기각하였다. 또한 각 평균방정식의 잔차에 대한 이분산성 존재 여부를 검정하기 위해 ARCH-LM 검정을 수행하였다. Engle(1982)의 ARCH-LM 검정은 다음과 같은 절차에 따라 수행한다.

- 1) 적합한 평균방정식 모형을 추정한 후 잔차 $\hat{\epsilon}_t$ 를 얻는다.
- 2) $\hat{\epsilon}_t^2$ 을 종속변수로 두고, $\hat{\epsilon}_{t-1}^2, \hat{\epsilon}_{t-2}^2, \dots, \hat{\epsilon}_{t-q}^2$ 를 설명변수로 하여 OLS 방법으로 추정한다. 이 때 상수항도 포함한다. 즉, 이 때 추정식은 식 (28)과 같다.

$$(28) \hat{\epsilon}_t^2 = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \hat{\epsilon}_{t-1}^2 + \hat{\alpha}_2 \hat{\epsilon}_{t-2}^2 + \dots + \hat{\alpha}_q \hat{\epsilon}_{t-q}^2$$

- 3) 검정통계량은 $TR^2 \sim \chi^2(q)$ 이며, 이 때 T 는 표본 수이고, R^2 는 두 번째 단계에서 추정한 모형의 결정계수(coefficient of determination)이다.

ARCH-LM 검정의 귀무가설은 $H_0 : \hat{\alpha}_1 = \hat{\alpha}_2 = \dots = \hat{\alpha}_q = 0$ 으로, ‘오차항에 이분산성이 존재하지 않는다.’, 즉, ‘오차항에 ARCH 효과가 존재하지 않는다.’이다. ARCH-LM 검정 결과, 수입가격지수와 양돈용 사료가격, 양계용 사료가격은 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였으며, 양우용 사료가격의 경우 5% 유의수준에서 귀무가설

을 기각하여, 수입가격과 축종별 사료가격 평균방정식의 오차항들은 모두 이분산성을 갖고 있는 것으로 나타났다. 한편 앞서 언급한 바와 같이, 평균방정식의 잔차가 모두 정규분포를 기각하므로, EGARCH모형을 적용하는 것이 적합하다고 판단된다.

따라서 식 (25)의 평균방정식에 조건부 분산방정식인 식 (26)을 추가하여 추정하게 된다. EGARCH모형의 차수는 앞서 평균방정식인 $AR(r)$ 과정의 차수 선택기준과 마찬가지로 우도비 검정을 통해 결정하였다. 각 가격의 최종모형은 수입가격의 경우 $AR(1)$ -EGARCH(1,1), 양우용 사료가격은 $AR(4)$ -EGARCH(2,1), 양돈용 사료가격은 $AR(3)$ -EGARCH(0,2), 양계용 사료가격은 $AR(4)$ -EGARCH(1,1)으로 결정되었으며, 이를 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 이용하여 추정한 결과는 <표 4-7>과 같다.

변동성의 지속 정도를 나타내는 γ_i 는 수입가격지수의 경우 0.7233, 양계용 사료가격의 경우 0.8062로 유의하게 추정되었으며, 양우용 사료가격의 경우 γ_2 가 이보다 다소 작은 0.6573으로 유의하게 추정되었다. 양우용 사료가격의 γ_1 은 유의하게 추정되지 않았다. 유의하게 추정된 이 값들은 비교적 1에 근접한 것으로 나타나, 충격이 가해졌을 때 그 충격이 긴 기간에 걸쳐 지속된다고 볼 수 있으며, 양계용 사료가격이 가장 지속성이 큰 것으로 나타났다.

비대칭 효과를 나타내는 계수인 θ 는 수입가격을 제외한 모든 축종의 사료가격에서 유의하게 추정되었다. 모두 1보다 작은 양수로 추정되어, 가격을 증가시키는 양의 충격이 동일한 크기의 음의 충격보다 더 변동성을 크게 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 수입가격이 상승할 경우에 비해 하락할 경우에 사료가격이 더 경직적인 모습을 나타낸다는 점을 설명해주고 있다. 또한 사료원료 시장 보다는

<표 4-7> AR-EGARCH 모형 추정결과

	수입가격 지수	양우용 사료가격	양돈용 사료가격	양계용 사료가격
평균 방정식 : $\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$				
α_0	0.0009 (0.47)	0.0016 (1.00)	0.0001 (0.11)	-0.0005 (-0.40)
α_1	0.6331*** (10.78)	-0.0608 (-1.25)	0.2549*** (3.26)	0.3432*** (4.45)
α_2	-	0.1276 (1.55)	0.0539 (0.67)	0.0423 (0.40)
α_3	-	0.1030 (1.25)	0.1409** (2.32)	0.0147 (0.13)
α_4	-	0.1569** (2.49)	-	0.0541 (0.51)
분산 방정식 : $\ln(h_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln(h_{t-i})$ where $g(z_t) = \theta z_t + [z_t - E z_t]$, $z_t = \epsilon_t / \sqrt{h_t}$				
β_0	-2.0049** (-2.26)	-1.4252*** (-2.92)	-8.3462*** (-68.36)	-1.5021*** (-3.37)
β_1	0.4247*** (2.96)	0.5110*** (4.13)	0.3115*** (3.46)	0.5188*** (4.25)
β_2	-	-	0.5711*** (5.40)	-
γ_1	0.7233*** (5.86)	0.1552 (1.60)	-	0.8062*** (13.95)
γ_2	-	0.6573*** (5.93)	-	-
θ	-0.2798 (-1.11)	0.4713*** (2.90)	0.5061*** (2.60)	0.3406** (2.15)
Log Likelihood	444.99	494.29	560.59	500.80
$Q(6)$	8.57 (0.1989)	4.88 (0.5590)	5.04 (0.5390)	5.09 (0.5324)
$Q^2(6)$	3.35 (0.7643)	0.64 (0.9956)	4.64 (0.5906)	0.46 (0.9983)
Jarque-Bera	27.422***	84.703***	9.587***	1461.416***

주: 1) 추정계수 아래의 괄호 안은 t값을 나타내며, Ljung-Box 통계량 아래의 괄호 안은 p값임

2) Jarque-Bera검정의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 9.210, 5.991, 4.605 임

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

*** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

사료 생산단계의 시장이 더 과점화되어 있다는 구조적 특징이 이러한 사료가격의 경직성과 충격에 대한 비대칭적 반응을 설명해주는 하나의 원인이 될 수 있을 것이다.

모형 추정 후, 표준화된 잔차와 그 자승에 대한 Ljung-Box검정에서 모두 자기상관이 없는 것으로 나타나 EGARCH 모형이 적합하게 추정되었음을 알 수 있으며, Jarque-Bera 정규성 검정에서는 모든 가격에 대해 정규분포가 기각되었다.

다음으로 사료원료 수입가격에서 배합사료 가격으로의 변동성 전이를 확인하기 위해, 수입가격에 대해 AR(1)-EGARCH(1,1)을 추정하여 얻은 잔차의 제곱항을 식 (29)와 같이 각 축종별 사료가격의 분산방정식에 외생변수로 추가하여 다시 추정하였다. 변동성 전이 모형의 추정결과는 <표 4-8>과 같다.

$$(29) \quad \ln(h_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln(h_{t-i}) + \delta_0 \ln(U_t)$$

$$\text{where } g(z_t) = \theta z_t + [|z_t| - E|z_t|], \quad z_t = \epsilon_t / \sqrt{h_t}$$

<표 4-8>에서 보는 바와 같이 양우용 사료가격의 경우, γ_1, γ_2 가 모두 유의하게 추정되었으며, $\sum_i \gamma_i = 0.8304$ 로 1에 근접한 것으로 추정되어, 분산에 가해진 충격의 지속성이 여전히 큰 것으로 나타났다. 양우용 사료가격의 경우, ARCH효과를 나타내는 계수는 0.5783으로 추정되었으며, 양돈용 사료가격의 경우 각각 0.3099, 0.5677로 추정되었다. 비대칭 효과를 나타내는 계수인 θ 는 양우용, 양돈용 사료가격 모두 유의하게 추정되었으며, 각각 0.3171, 0.5272로 1보다 작은 양수로 추정되어, 양의 충격이 동일한 크기의 음의 충격보다

변동성을 더 크게 증가시키는 것으로 나타났다. 한편 변동성 전이를 나타내는 계수 δ_0 는 양우용 사료가격에서만 유의하게 추정되어, 원료 수입가격에서 양우용 사료가격으로 변동성 전이가 나타남을 확인하였으나, 양돈용 사료의 경우에는 수입가격으로부터 변동성 전이가 나타나지 않았다.

<표 4-8> 변동성 전이 모형 추정결과

	양우용 사료가격	양돈용 사료가격
평균 방정식 : $\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^r \alpha_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$		
α_0	0.0015 (1.21)	0.0003 (0.33)
α_1	-0.0982* (-1.67)	0.2549*** (3.19)
α_2	0.0901 (1.14)	0.0468 (0.58)
α_3	0.1116 (1.61)	0.1485** (2.45)
α_4	0.2077*** (3.67)	-
분산 방정식 : $\ln(h_t) = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i g(z_{t-i}) + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln(h_{t-i}) + \delta_0 \ln(U_t)$ where $g(z_t) = \theta z_t + [z_t - E z_t]$, $z_t = \epsilon_t / \sqrt{h_t}$		
β_0	-0.1689 (-0.39)	-8.2926*** (-18.94)
β_1	0.5783*** (4.66)	0.3099*** (3.47)
β_2	-	0.5677*** (5.40)
γ_1	0.1478** (2.27)	-
γ_2	0.6826*** (8.42)	-
θ	0.3171*** (2.64)	0.5272** (2.51)
δ_0	0.1279*** (4.26)	0.0054 (0.11)
Log Likelihood	502.74	560.59
$Q(6)$	4.26 (0.6421)	5.18 (0.5213)
$Q^2(6)$	1.65 (0.9489)	4.75 (0.5768)
Jarque-Bera	69.137***	9.424***

주: 1) 추정계수 아래의 괄호 안은 t값을 나타내며, Ljung-Box 통계량 아래의 괄호 안은 p값임

2) Jarque-Bera검정의 임계값은 1%, 5%, 10% 유의수준에서 9.210, 5.991, 4.605 임

* : 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

** : 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

*** : 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함

제 5 장 요약 및 결론

본 연구는 주요 사료원료의 국제가격이 수입가격을 거쳐 배합사료 가격으로 전이되는 형태를 분석하였으며, 각 단계로 가격이 전이될 때, 비대칭성이 존재하는지 검정하였다. 이와 더불어 사료원료의 수입가격에서 배합사료 가격으로 변동성이 전이되는지 분석하였다.

주요 사료원료의 경우 원료 투입비중과 수입의존도가 높은 소맥, 옥수수, 대두박을 분석 대상으로 하였으며, 김종진·최선우(2015)가 제안한 방법에 따라 이들 가격자료를 이용하여 국제가격과 수입가격을 각각 지수화하였다. 축종별 사료시장의 구조가 다른 만큼, 가격전이의 양상도 상이하게 나타날 수 있기 때문에, 단일의 사료가격이 아닌 축종별 배합사료 가격을 분석에 이용하였다. 각 가격자료가 정상시계열인지 확인하기 위해 ADF 및 PP 단위근 검정을 수행하였으며, 모두 단위근을 갖는 비정상 시계열로 판명되어 1차 차분한 자료를 분석에 사용하였다.

가격전이 분석을 위해 자기회귀분포시차(Autoregressive Distributed Lag)모형을 추정하였으며, 주요 결과는 다음과 같다. 사료원료 수입가격의 경우 4~6개월의 시차를 두고 국제가격에 반응하였다. 배합사료 가격은 축종별로 원료 수입가격에 반응하는 시차가 상이하게 나타났는데, 양우용 사료가격은 시차가 없는 같은 달의 원료 수입가격 상승에 유의하게 반응하였고, 3개월 전 수입가격 상승 및 하락에 대해 유의하게 반응하였다. 양돈용 사료가격은 같은 달의 수입가격 상승과 1개월 전의 수입가격 하락에 대해 반응하였다. 양계용 사료가격은 같은 달과 2개월 전 수입가격의 상승, 그리고 1개월 전의 수입가격 하락에 유의하게 반응하는 것으로 나타났다. 추정계수에 대

한 비대칭성 검정 결과, 사료원료 국제가격에서 수입가격으로의 가격 전이에는 비대칭성이 없는 것으로 나타났다. 배합사료 가격은 모든 축종에서 같은 달의 수입가격 상승, 하락에 대해 비대칭적으로 가격 전이가 일어나고 있음이 확인되었다. 또한 양계용 사료가격의 경우 누적적으로 비대칭적 전이가 나타났다.

다음으로 충격에 대한 비대칭적 반응을 고려한 AR-EGARCH모형을 이용하여 원료 수입가격과 축종별 배합사료 가격의 변동성을 분석하였다. EGARCH항의 모수는 변동의 지속성을 의미하며, 원료 수입가격과 모든 축종의 사료가격에서 이 값이 1에 근접한 것으로 추정되어, 충격이 가해졌을 때 변동성이 긴 기간에 걸쳐 지속되는 양상을 나타내었다. 비대칭 효과를 나타내는 모수는 원료 수입가격을 제외한 모든 축종의 사료가격에서 1보다 작은 양수로 유의하게 추정되었으며, 이는 가격을 증가시키는 양의 충격이 음의 충격보다 더 변동성을 크게 증가시킨다는 것을 의미한다. 변동성 전이 모형 추정결과, 수입가격에서 양우용 사료가격으로 변동성이 전이되는 것을 확인하였으나, 양돈용 사료가격에는 전이가 나타나지 않았다.

한편 본 연구는 다음과 같은 한계점을 지닌다. 본 연구에서는 투입비중과 수입의존도가 높다는 점, 자료 획득의 용이성을 고려하여 소맥, 옥수수, 대두박, 세 품목의 가격을 지수화하여 이용하였다. 하지만 이는 김종진·최선우(2015)가 지적한 바와 같이 전체 사료원료 가격의 변동을 반영할 수 없을 뿐만 아니라, 누락변수에 의한 편의(omitted variable bias) 문제를 배제할 수 없을 것이다. 또한 변동성 전이 모형 추정 시, EGARCH 모형이 초기값에 굉장히 민감하게 반응하는 탓에 양계용 사료가격에 대해서는 추정이 잘 이루어지지 않아 이를 결과에서 제외하였다. 또한 가격변수 간의 장기적 균형관계를 고려하지 않고, 단기적 비대칭성만을 분석하였다는 점도 본 연구

의 한계점으로 지적될 수 있을 것이다.

하지만 국내 배합사료 시장에서의 비대칭적 가격전이 현상과 더불어, 선행연구에서는 아직 잘 다루어지지 않은 변동성 전이 분석을 시도했다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 본 연구는 국내 배합사료 시장에서의 가격전이에 대한 기초단계의 연구라 할 수 있으며, 축종별로 가격 및 변동성 전이의 양상이 다르게 나타남을 결과로 제시하였다. 이를 바탕으로 향후 축종별 배합사료 시장의 구조 및 효율성, 거래방식, 공급체인(supply chain) 상의 특징과 관련하여 이러한 차이를 유발하는 원인에 대해 규명한다면, 보다 유익한 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 김종진·김지연·공민지·최선우·이동주·채주호(2014), “국제곡물 조기경보시스템 구축,” 한국농촌경제연구원.
- 김종진·최선우(2015), “국내 배합사료 시장에서의 비대칭적 가격전이 분석,” 『농촌경제』 38(2), 1-30.
- 김태훈·김배성(2009), “곡물가공품 가격의 반응시차와 비대칭적 가격전이 분석,” 『농촌경제』 32(1), 21-40.
- 통계청, 「2015년 축산물생산비조사」
- 농림축산식품부, 「2016 농림축산식품 주요통계」
- 농림축산식품부, 「배합사료 생산 및 가격 통계」
- 미국 농무부(USDA), 각 년도 「World Agricultural Supply and Demand Estimates Report」
- 민인식·최필선(2016), 「STATA 시계열데이터 분석」, 지필미디어.
- 서진교·이준원·김한호(2011), “국제곡물가격의 변동성 요인분석과 한국의 정책적 대응,” 대외경제정책연구원.
- 양승룡(2003), “축산물 가격의 인과성 검증: 사료곡물에서 소매단계까지,” 『농업경제연구』 44(2), 91-110.
- 이용호·양승룡(2003), “국내 사료가격 변동에 미치는 국제옥수수가격과 환율의 비대칭적 효과 분석,” 『농업경영·정책연구』 30(4), 788-794.
- 조신섭·손영숙·손병찬(2016), 「SAS/ETS를 이용한 시계열분석」, 율곡출판사.
- 전상곤·한석호·최진용(2013), “수입 곡물과 국내 주요 곡물가공품간의 가격전이 분석,” 『농업경영·정책연구』 40(4), 987-1005.
- 한국사료협회, 각 년도 「배합사료 생산실적 및 원료사용실적」

- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31(3), 307–327.
- Buguk, C., D. Hudson, and T. Hanson (2003), "Price Volatility Spillover in Agricultural Markets: An Examination of U.S. Catfish Markets," *Journal of Agricultural and Resource Economics* 28(1), 86–99.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica* 50(4), 987–1007.
- Engel, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55(2), 251–276.
- Engle, R. F. and V. K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *The Journal of Finance* 48(5), 1749–1778.
- Farrell, M. J. (1952), "Irreversible Demand Functions," *Econometrica* 20(2), 171–186.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *The Journal of Finance* 48(5), 1779–1801.
- Gujarati, D. N. and D. C. Porter (2009), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill.
- Hill, R. C., E. G. William, and C. L. Guay (2012), *Principles of Econometrics*, Wiley.

- Houck, J. P. (1977), "An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions," *American Journal of Agricultural Economics* 59(3), 570-572.
- Karrenbrock, J. D. (1991), "The Behaviour of Retail Gasoline Prices: Symmetric or Not?," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 73(4), 19-29.
- Meyer, J. and S. von Cramon-Taubadel (2004), "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *Journal of Agricultural Economics* 55(3), 581-611.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica* 59(2), 347-370.
- Shin Y., B. Yu, and M. Greenwood-Nimmo (2014), "Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework," *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, Springer New York, 281-314.
- Tweeten, L. G. and C. L. Quance (1969), "Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches," *American Journal of Agricultural Economics* 51(2), 342-352.
- Wolffram, R. (1971), "Positivist Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches-Some Critical Notes," *American Journal of Agricultural Economics* 53(2), 356-359.

관세청 <http://www.customs.go.kr>

국제곡물위원회 <http://www.igc.int>

농림축산식품부 <http://www.mafra.go.kr>

부록

A.1 평균방정식 차수결정을 위한 우도비 검정

<부표 1> 수입가격지수 $AR(r)$ 모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준			
		AIC	SBC		
AR(1)	426.277	-848.554	-841.967		
AR(2)	426.898	-847.795	-837.915		
우도비 검정					
제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
AR(1)	AR(2)	1.242	6.635	3.841	2.706

<부표 2> 양우용 사료가격 $AR(r)$ 모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준			
		AIC	SBC		
AR(4)	472.886	-935.772	-919.132		
AR(5)	472.914	-933.828	-913.861		
우도비 검정					
제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
AR(4)	AR(5)	0.056	6.635	3.841	2.706

<부표 3> 양돈용 사료가격 AR(r)모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준			
		AIC	SBC		
AR(3)	540.960	-1073.930	-1060.620		
AR(4)	541.870	-1073.730	-1057.090		
우도비 검정					
제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
AR(3)	AR(4)	1.820	6.635	3.841	2.706

<부표 4> 양계용 사료가격 AR(r)모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준			
		AIC	SBC		
AR(4)	450.985	-891.970	-875.331		
AR(5)	451.022	-890.043	-870.076		
우도비 검정					
제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
AR(4)	AR(5)	0.074	6.635	3.841	2.706

A.2 분산방정식 차수결정을 위한 우도비 검정

<부표 5> 수입가격지수 EGARCH(p, q)모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준	
		AIC	SBC
EGARCH(0,1)	438.691	-867.383	-850.967
EGARCH(0,2)	443.201	-874.401	-854.702
EGARCH(1,1)	445.000	-878.000	-858.301
EGARCH(1,2)	445.223	-876.445	-853.463
EGARCH(2,1)	445.120	-876.239	-853.257
EGARCH(2,2)	445.354	-874.708	-848.443

우도비 검정					
제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
EGARCH(0,1)	EGARCH(0,2)	9.019***	6.635	3.841	2.706
EGARCH(0,1)	EGARCH(1,1)	12.617***			
EGARCH(0,2)	EGARCH(1,2)	4.044**			
EGARCH(1,1)	EGARCH(1,2)	0.445			
EGARCH(1,1)	EGARCH(2,1)	0.239			
EGARCH(1,1)	EGARCH(2,2)	0.708	13.28	9.488	7.779

<부표 6> 양우용 사료가격 EGARCH(p,q)모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준	
		AIC	SBC
EGARCH(0,1)	484.386	-952.771	-926.305
EGARCH(0,2)	485.573	-953.145	-923.371
EGARCH(1,1)	490.951	-963.901	-934.127
EGARCH(1,2)	492.187	-964.375	-931.292
EGARCH(2,1)	494.293	-968.586	-935.503
EGARCH(2,2)	495.556	-969.112	-932.722

우도비 검정

제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
EGARCH(0,1)	EGARCH(0,2)	2.374	6.635	3.841	2.706
EGARCH(0,1)	EGARCH(1,1)	13.130***			
EGARCH(1,1)	EGARCH(1,2)	2.473			
EGARCH(1,1)	EGARCH(2,1)	6.685***			
EGARCH(2,1)	EGARCH(2,2)	2.526			

<부표 7> 양돈용 사료가격 EGARCH(p,q)모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준	
		AIC	SBC
EGARCH(0,1)	550.530	-1087.061	-1063.868
EGARCH(0,2)	560.591	-1105.182	-1078.677
EGARCH(1,1)	558.274	-1100.548	-1074.042
EGARCH(1,2)	560.885	-1103.770	-1073.951
EGARCH(2,1)	560.826	-1103.651	-1073.832
EGARCH(2,2)	561.743	-1103.485	-1070.353

우도비 검정

제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
EGARCH(0,1)	EGARCH(0,2)	20.121***	6.635	3.841	2.706
EGARCH(0,1)	EGARCH(1,1)	15.487***			
EGARCH(0,2)	EGARCH(1,2)	0.588			
EGARCH(1,1)	EGARCH(1,2)	5.223**			
EGARCH(0,2)	EGARCH(2,2)	2.303	13.28	9.488	7.779
EGARCH(2,1)	EGARCH(2,2)	1.834	6.635	3.841	2.706
EGARCH(1,1)	EGARCH(2,1)	5.104**			

<부표 8> 양계용 사료가격 EGARCH(p,q)모형 간의 우도비 검정

차수	로그 우도함수 값 (Log likelihood)	정보기준	
		AIC	SBC
EGARCH(0,1)	486.913	-957.825	-931.359
EGARCH(0,2)	493.202	-968.404	-938.629
EGARCH(1,1)	500.796	-983.592	-953.818
EGARCH(1,2)	502.171	-984.342	-951.260
EGARCH(2,1)	501.177	-982.355	-949.272

우도비 검정					
제약모형 restricted model	비제약모형 unrestricted model	LR 통계량	χ^2 분포 임계값		
			1%	5%	10%
EGARCH(0,1)	EGARCH(0,2)	12.578***	6.635	3.841	2.706
EGARCH(0,1)	EGARCH(1,1)	27.767***			
EGARCH(0,2)	EGARCH(1,2)	17.938***			
EGARCH(1,1)	EGARCH(1,2)	2.750*			
EGARCH(1,1)	EGARCH(2,1)	0.762			

Abstract

Analysis of Price Transmission and Volatility Spillovers between International Grains and Domestic Compound Feed

Youngchan Moon

Dept. of Agricultural Economics and Rural Development

The Graduate School

Seoul National University

Compound feed industry in Korea has a cost structure that is vulnerable to changes in price and fluctuations of supply and demand in the international grain market due to the high dependence on raw material imports. In 2015, imported raw materials accounted for 76% of the total usage for feed and 97.3% of grains, major material for feed, were dependent on

imports. In addition, since the feeds account for a large share of cost for livestock production, fluctuations in feed prices have a significant impact on downstream industries such as livestock industry and meat processing. Therefore, the stabilization of feed prices is an important policy task of the government, and the feed industry and related policy authorities are required to monitor international grain prices and supply-demand situation. In this respect, it is necessary to analyze the effects of international grain prices on domestic feed prices and the pattern of price transmission.

In this study, the Autoregressive distributed lag model is used to analyze the transmission from international price of grains to import price of the international grains, and from the import price to compound feed price for different kinds of livestock, and the model is also utilized to identify the existence of asymmetric price transmission. Furthermore, AR-EGARCH model is used to examine whether there is volatility spillovers from the import price of raw materials to the feed price.

The main results are as follows. The import prices of raw materials responded to the price of international grains with a time lag of 4 to 6 months. The response of compound feed price to the raw material import price differed in the type of livestock, and it was confirmed that they usually responded with a time lag of 0 to 3 months. In detail, feed price for beef cattle was significantly affected by the rise in the raw material import price in the same month, and responded significantly to the rise

and fall in the import price three months ago. Feed price for hog responded to the rise in the import price in the same month, and the fall in the import price a month ago. And broiler feed price was significantly affected by the rise in the import price in the same month and two months ago, and the drop in the import price a month ago. The results of test for the asymmetric price transmission show that there is no asymmetry in price transmission from international grain price to the import price for raw materials. However, it is demonstrated that there is an asymmetric price transmission from the import price to the compound feed price in all kinds of livestock. In particular, cumulative asymmetric transmission was observed for the broiler.

The results for volatility are as the following. The estimation results of the EGARCH model identified that the shocks to the prices have persistent impacts on the volatility of the prices, showing that the parameter of indicating the degree of volatility persistence is estimated to be close to 1 for all price series. The parameter representing the asymmetric effects is significant for all feed prices except for import price, and the signs on these coefficients are positive. It suggests that a positive shock increases volatility in prices more than a negative shock. As a result of analyzing the volatility spillovers, there is a significant volatility spillovers from the import price to the feed price for beef cattle, but there is no volatility spillovers in hog feed price.

This study can be interpreted as an attempt to analyze the asymmetric price transmission in the domestic compound feed

market and the volatility spillovers which have received little attention in previous studies. In addition, this study is a basic analysis of price and volatility transmission in the feed market, suggesting that patterns of price transmission and volatility spillovers are different for each type of livestock. Based on this study, it will be necessary to investigate the causes of these differences in relation to the features of the compound feed market, and it is expected that this will lead to more beneficial implications.

keywords : International grain price, Import prices of feed materials, Assorted feed price, Asymmetric price transmission, Volatility spillover, Autoregressive distributed lag model, Exponential GARCH

Student Number : 2014-22835